

**UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID**

**FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES**  
**Departamento de Fundamentos de Análisis Económico II**



**CONSUMO Y MERCADO INMOBILIARIO: UNA  
NUEVA METODOLOGÍA PARA LA ESTIMACIÓN  
DEL EFECTO RIQUEZA.**

**MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR**  
**PRESENTADA POR**

**Manuel León Navarro**

Bajo la dirección del doctor

Rafael Flores de Frutos

**Madrid, 2010**

- **ISBN: 978-84-693-0694-9**

# Consumo y Mercado inmobiliario. Una nueva metodología para la estimación del efecto riqueza

## *Tesis Doctoral*

Manuel León Navarro

Director: Rafael Flores de Frutos

FUNDAMENTOS DEL ANÁLISIS ECONÓMICO II  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES  
UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

2009



*A Clara y a mis Padres*



“Que la inspiración llegue no depende de mi, lo único que yo puedo hacer es  
ocuparme de que me encuentre trabajando”

Pablo Picasso



# Agradecimientos

---

Al finalizar esta tesis se cierra una de las grandes etapas de mi vida. Es justo, que a la hora de hacer balance de esta primera etapa tenga unas palabras de agradecimiento para las personas que me han ayudado, de una forma determinante, en el logro de este objetivo.

En primer lugar quiero agradecer a Rafael Flores de Frutos por todas las cosas que he podido aprender gracias a él. Sin duda, tanto en lo profesional como, y mucho más importante, en lo personal, ha sido un ejemplo en el que he mirado y miro continuamente. En el ámbito académico ha sido un estímulo fundamental tanto en la búsqueda de las preguntas como, cuando ha sido posible, en la obtención de las respuestas. Sin duda, esta tesis habría sido mucho menos interesante sin él.

También quería tener unas palabras de agradecimiento para los profesores de economía que he tenido a lo largo tanto de la licenciatura como el doctorado que me han transmitido el interés por la rama cuantitativa de la economía. Así, quiero dar las gracias (en orden de aparición) a Isidoro García de Paso, Esther Fernández, Rafael Padilla, Alfonso Novales, Alberto Mauricio, Carlos Sebastián, Cristina Mazón, Arthur B. Treadway, Julio Segura, Luis Puch, Jesus Ruiz y Miguel Jerez.

Quiero agradecer todo el apoyo prestado por las personas del departamento de fundamentos del análisis económico II, en el que me siento y siempre me he sentido como en casa. En especial quería agradecer a Marcos, Alfredo y Eva el apoyo moral que tuve en la parte más “oscura” de la tesis. Sin duda, nunca olvidaré lo interesantes y divertidas que fueron las comidas.



En la segunda parte de la tesis, quería agradecer a las personas que me apoyaron en el Centro Universitario Cardenal Cisneros. Quiero agradecer a Mercedes Gracia el apoyo personal y profesional que nos brindó en unos momentos especialmente duros. Sin duda trabajar contigo ha sido una experiencia inolvidable. Quiero agradecer también a Conchi y a Carola el apoyo recibido en estos años de altibajos. Ha sido un placer y un orgullo para mí haber podido recorrer con vosotras un amplio camino de la tesis.

Quiero tener unas palabras de agradecimiento para mis hermanos y, de forma especial, para mis padres que me enseñaron que en la vida las cosas que valen la pena se consiguen a base de esfuerzo, sacrificio y con generosidad hacia los demás. He intentado mantener estos valores en todo lo que hago y creo, que en esta tesis lo he conseguido.

Por último, quiero agradecer a Clara, que haya estado conmigo desde siempre. Su apoyo y su comprensión en los momentos más duros han sido fundamentales para haber llegado al final de esta primera etapa. Gracias por todo mi niña.

# Índice general

---

<b>I. Introducción</b>	<b>5</b>
<b>II. Vivienda y Actividad Económica: Un repaso de la literatura</b>	<b>11</b>
II.1. Introducción . . . . .	11
II.2. Vivienda como Garantía . . . . .	14
II.2.1. Modelos de Acelerador Financiero . . . . .	14
II.2.1.1. Modelos Teóricos . . . . .	14
II.2.1.2. Evidencia Empírica . . . . .	18
II.2.2. Vivienda y Política Económica . . . . .	20
II.3. Vivienda y Efecto riqueza . . . . .	22
II.3.1. Justificación teórica del efecto riqueza . . . . .	22
II.3.2. El efecto Riqueza: Evidencia empírica . . . . .	24
II.3.3. Comparación de Efectos Riqueza: Residencial vs Financiera . . . . .	28
II.3.3.1. Estimaciones a largo plazo . . . . .	28
II.3.3.2. Estimaciones de corto y largo plazo . . . . .	30
II.A. Apéndice: Efecto riqueza entre países . . . . .	35

<b>III.Marco de Referencia Conceptual</b>	<b>37</b>
III.1. Introducción . . . . .	37
III.2. Marco Teórico . . . . .	38
III.3. Descomposición de las funciones de respuesta . . . . .	42
III.4. Conclusiones . . . . .	46
III.A.Apéndice: Descomposición de los efectos indirectos y de retroalimentación	47
<b>IV.Consumo y Mercado Inmobiliario</b>	<b>51</b>
IV.1. Introducción . . . . .	51
IV.2. Marco teórico de referencia conceptual:	
Adaptación al papel de la vivienda . . . . .	52
IV.3. Análisis Empírico . . . . .	57
IV.3.1. Análisis estadísticos previos: Datos, modelos	
univariantes y relaciones de cointegración . . . . .	57
IV.3.2. Modelo Multivariante Empírico . . . . .	59
IV.3.2.1. Elección del orden del VAR . . . . .	59
IV.3.2.2. Modelo VEC . . . . .	60
IV.4. Funciones de respuesta al tipo de interés . . . . .	69
IV.5. Estimación de los componentes de la respuesta del consumo . . . . .	73
IV.6. Conclusiones . . . . .	75
IV.A.Apéndice: Demostración de la descomposición de efectos - Mercado	
Inmobiliario . . . . .	77
IV.B.Apéndice: Análisis Univariantes . . . . .	82
IV.C.Apéndice: Relaciones de Cointegración . . . . .	99
<b>V. Estudio del efecto riqueza: Residencial vs Financiera</b>	<b>105</b>

V.1. Introducción al efecto riqueza . . . . .	105
V.2. Marco teórico de referencia conceptual:	
Adaptación al estudio del efecto riqueza . . . . .	108
V.3. Análisis Empírico . . . . .	112
V.3.1. Análisis estadísticos previos: Datos,	
modelos univariantes y relaciones de cointegración . . . . .	112
V.3.2. Modelo Multivariante Empírico . . . . .	114
V.3.2.1. Elección del orden del VAR . . . . .	114
V.3.2.2. Modelo VEC . . . . .	114
V.4. Efectos de la política Monetaria - tipo de interés . . . . .	123
V.5. Estimación de los componentes de la respuesta del consumo . . . . .	127
V.6. Conclusiones . . . . .	130
V.A. Apéndice: Demostración de la descomposición de efectos - Efecto Riqueza	133
V.B. Apéndice: Análisis univariante de la riqueza financiera . . . . .	138
V.C. Apéndice: Relaciones de Cointegración . . . . .	143
V.D. Apéndice: Elección del orden del VAR . . . . .	145
<b>VI. Conclusiones</b>	<b>149</b>
<b>Bibliografía</b>	<b>153</b>
<b>A. Anexo: Los datos</b>	<b>159</b>



# Indice de Gráficos

---

IV.1. Engle y Granger - relación de cointegración . . . . .	59
IV.2. Residuos del modelo VEC . . . . .	64
IV.3. Respuesta de la inflación residencial ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	71
IV.4. Respuesta de la tasa de crecimiento de la riqueza residencial ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	71
IV.5. Respuesta del consumo ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	72
IV.6. Apéndice - Consumo de los Hogares . . . . .	82
IV.7. Apéndice - Tasa de crecimiento del Consumo de los Hogares . . . . .	83
IV.8. Apéndice - Residuos del modelo US para el consumo . . . . .	84
IV.9. Apéndice - Residuos del modelo para el consumo - Estimación anómalos	85
IV.10. Apéndice - Consumo de los Hogares “Corregido” . . . . .	86
IV.11. Apéndice - Tasa de crecimiento del Consumo de los Hogares “Corregido”	86
IV.12. Apéndice - Riqueza residencial . . . . .	87
IV.13. Apéndice - Tasa de crecimiento de la riqueza residencial . . . . .	87
IV.14. Apéndice - Segunda diferencia regular de la Riqueza residencial . . . . .	88
IV.15. Apéndice - Residuos del modelo para la riqueza residencial . . . . .	89

IV.16. Apéndice - Residuos del modelo para la riqueza residencial - Estimación anómalos . . . . .	90
IV.17. Apéndice - Tasa de crecimiento de la Riqueza residencial “corregida”	91
IV.18. Apéndice - Segunda diferencia regular de la Riqueza residencial “corregida” . . . . .	92
IV.19. Apéndice - Precio de las viviendas . . . . .	93
IV.20. Apéndice - Tasa de crecimiento del precio de las viviendas . . . . .	93
IV.21. Apéndice - Segunda diferencia regular del precio de las viviendas . . .	94
IV.22. Apéndice - Residuos del modelo US del precio de las viviendas - Estimación Anómalos . . . . .	95
IV.23. Apéndice - Precio de las viviendas “corregido” . . . . .	96
IV.24. Apéndice - Tasa de crecimiento del precio de las viviendas “corregido”	96
IV.25. Apéndice - Tipo de interés . . . . .	97
IV.26. Apéndice - Tasa de crecimiento del tipo de interés . . . . .	98
IV.27. Johansen - Si hay una relación de cointegración - 1 . . . . .	100
IV.28. Johansen - Si hay dos relaciones de cointegración - 1 . . . . .	101
IV.29. Johansen - Si hay dos relaciones de cointegración - 2 . . . . .	101
IV.30. Apéndice - Engle y Granger - relación de cointegración . . . . .	103
V.1. Cointegración - Engle y Granger - primera relación . . . . .	113
V.2. Cointegración - Engle y Granger - segunda relación . . . . .	114
V.3. Residuos del modelo VEC . . . . .	117
V.4. Respuesta de la tasa de crecimiento de la riqueza residencial ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	124

V.5.	Respuesta de la inflación residencial ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	125
V.6.	Respuesta de la tasa de crecimiento de la riqueza financiera ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	125
V.7.	Respuesta del consumo ante un aumento permanente en los tipos de interés . . . . .	126
V.8.	Apéndice - Riqueza financiera . . . . .	139
V.9.	Apéndice - Tasa de crecimiento de la riqueza financiera . . . . .	139
V.10.	Residuos del modelo US para la riqueza financiera . . . . .	140
V.11.	Apéndice - Riqueza financiera corregida . . . . .	141
V.12.	Apéndice - Tasa de crecimiento de la riqueza financiera corregida . . .	141
V.13.	Residuos del modelo US para la riqueza financiera corregida . . . . .	142
V.14.	Apéndice Cointegración - Engle y Granger - primera relación . . . . .	144
V.15.	Apéndice Cointegración - Engle y Granger - segunda relación . . . . .	145





# Indice de tablas

---

II.1.	Repaso Literatura: Garantía . . . . .	22
II.2.	Estimaciones del efecto riqueza - Propensión marginal a consumir . . .	32
II.3.	Repaso Literatura: Efecto riqueza . . . . .	34
IV.1.	Modelos Univariantes . . . . .	57
IV.2.	Ratio de verosimilitudes para la elección del orden del VAR . . . . .	59
IV.3.	Función de correlación cruzada residual - VAR(2) . . . . .	60
IV.4.	Función de correlación cruzada residual - VAR(3) . . . . .	61
IV.5.	Estimación del modelo VEC . . . . .	62
IV.6.	Función de correlación cruzada residual - VEC . . . . .	63
IV.7.	Función de previsión . . . . .	65
IV.8.	Modelo VEC Ortogonalizado . . . . .	66
IV.9.	Funciones de respuesta - Mercado Inmobiliario . . . . .	69
IV.10.	Bandas de confianza para las respuestas . . . . .	70
IV.11.	Consumo: Separación de efectos . . . . .	74
IV.12.	Test ADF para la serie $\nabla \ln C_t$ . . . . .	83
IV.13.	Resultados del modelo para $\nabla \ln C_t$ . . . . .	84
IV.14.	Test ADF para la serie $\nabla \ln Cc_t$ . . . . .	85

IV.15. Test ADF para la serie $\nabla \text{Ln}W_t$ . . . . .	88
IV.16. Test ADF para la serie $\nabla^2 \text{Ln}W_t$ . . . . .	88
IV.17. Resultados del modelo para $\nabla^2 \text{Ln}W_t$ . . . . .	89
IV.18. Test ADF para la serie $\nabla \text{Ln}W_{c_t}$ . . . . .	91
IV.19. Test ADF para la serie $\nabla^2 \text{Ln}W_t$ . . . . .	92
IV.20. Test ADF para la serie $\nabla \text{Ln}PV_t$ . . . . .	93
IV.21. Test ADF para la serie $\nabla^2 \text{Ln}PV_t$ . . . . .	94
IV.22. Resultados del modelo para $\nabla^2 \text{Ln}PV_t$ . . . . .	94
IV.23. Test ADF para la serie $\nabla \text{Ln}PV_{c_t}$ . . . . .	96
IV.24. Test ADF para la serie $\nabla^2 \text{Ln}PV_{c_t}$ . . . . .	97
IV.25. Test ADF para la serie $\nabla \text{Ln}(1 + R_t)$ . . . . .	98
IV.26. Resultados del modelo para $\nabla \text{Ln}(1 + R_t)$ . . . . .	99
IV.27. Contraste de Johansen . . . . .	99
IV.28. Enfoque Engle-Granger para cointegración . . . . .	102
IV.29. Enfoque Engle-Granger para cointegración con $\nabla w_t$ . . . . .	102
V.1. Estimación del modelo VEC . . . . .	115
V.2. Función de correlación cruzada residual - VEC . . . . .	118
V.3. Funciones de Previsión . . . . .	119
V.4. Modelo VEC ortogonalizado . . . . .	120
V.5. IRF de $\nabla r_t$ . . . . .	123
V.6. Bandas de confianza para la IRF de $\nabla r_t$ . . . . .	124
V.7. Sesgo en la estimación de las respuestas . . . . .	127
V.8. Consumo: Separación de efectos . . . . .	128

---

V.9.	Sesgo: Separación de efectos . . . . .	130
V.10.	Test ADF para la serie $\nabla \ln F_t$ . . . . .	139
V.11.	Resultados del modelo para $\nabla \ln F_t$ . . . . .	140
V.12.	Test ADF para la serie $\nabla \ln Fc_t$ . . . . .	142
V.13.	Resultados del modelo para $\nabla \ln Fc_t$ . . . . .	142
V.14.	Enfoque Engle-Granger para cointegración . . . . .	143
V.15.	Enfoque Engle-Granger para cointegración con $\nabla w_t$ . . . . .	144
V.16.	Enfoque Engle-Granger para cointegración con $f_t$ . . . . .	144
V.17.	Ratio de verosimilitudes para la elección del orden del VAR . . . . .	145
V.18.	Función de correlación cruzada residual - VAR(2) . . . . .	146
V.19.	Función de correlación cruzada residual - VAR(3) . . . . .	147



# Abreviaturas

---

## Lista de abreviaturas

C = Consumo

R = tipo de interés

W = Riqueza Residencial

F= Riqueza Financiera

PV= Precio de las viviendas

PMC = Propensión marginal a consumir

MGM = Método generalizado de momentos

MRC = Marco de referencia conceptual

ADF = Dickey - Fuller Aumentado

LR = Ratio de verosimilitudes

FCC = Función de correlación cruzada

MCG = Mínimos cuadrados generalizados

VEC = Modelo vectorial de corrección de error

VAR = Modelo vectorial autoregresivo

IRF = Función de respuesta al impulso



---

# Capítulo I

## Introducción

---

Es un hecho bastante aceptado que el stock de viviendas y su precio juegan un papel determinante como motor de la actividad económica de cualquier país.

Los argumentos teóricos esgrimidos son de dos tipos: (1) El valor de la vivienda puede usarse como garantía para la obtención de préstamos y (2) la vivienda es un componente importante de la riqueza de los individuos que la usan para suavizar su consumo a lo largo de toda su vida.

Desde el punto de vista empírico, las preguntas más frecuentes que se han formulado sobre el papel de las viviendas en la actividad económica son:

1. ¿Existe evidencia del “efecto garantía”?
2. ¿Existe evidencia del “efecto riqueza” residencial?
3. ¿Son estos efectos superiores al “efecto riqueza financiera”?

La profesión ha dado respuestas a estas preguntas, y como es natural, no siempre han sido coincidentes. En parte por la metodología econométrica utilizada y en parte por la ambigüedad de los conceptos teóricos.

¿Que metodología econométrica usar? ¿modelos estructurales de ecuaciones simultáneas? ¿modelos estructurales uniecuacionales? ¿modelos vectoriales autoregresivos?.



¿Se debe identificar el efecto garantía con un efecto del precio de las viviendas, con un efecto del stock de viviendas, o ambos? y en este último caso, ¿como diferenciarlo del efecto riqueza?.

Resumiendo, no es de extrañar la falta de coincidencia en las respuestas a las tres preguntas anteriores.

En esta tesis, para el caso de la economía española y el periodo 1974-2003, también se intenta contestar a estas preguntas, aunque ésta es la parte menos novedosa del trabajo. La contribución mas importante de esta tesis radica en la formulación de un segundo grupo de preguntas, menos estándar, así como en la forma de responderlas.

Como en algunos trabajos anteriores, en esta tesis se parte de la existencia de una perturbación unitaria, permanente, en el nivel de los tipos de interés. A partir de aquí las cuestiones que se plantean son:

¿Qué parte de la respuesta total del consumo se debe a las variaciones en el precio de las viviendas? ¿qué parte se debe a las variaciones en el stock de viviendas? ¿qué parte se debe a los efectos de retroalimentación sobre los tipos de interés que variaciones en el consumo, el precio o el stock de las viviendas pudieran producir? ¿cómo se distribuyen en el tiempo cada uno de estos efectos? ¿qué efectos son mas importantes en cada plazo?

Dado que en la mayoría de los trabajos no se incluyen conjuntamente riqueza financiera y riqueza residencial, ¿qué efectos tiene omitir la primera en la evaluación de los efectos de la segunda?, y por último ¿qué componente de la respuesta final del consumo es más importante: el componente precio de las viviendas, el componente stock de viviendas o el componente riqueza financiera? ¿qué efectos son más importantes a corto plazo, cuales a largo?

Para contestar a estas preguntas se utiliza un marco de referencia conceptual en el que:

1. Sólo se utilizan dos supuestos, no contrastables, para identificar los parámetros estructurales relevantes:

- Un supuesto sobre la asimetría de los conjuntos de información que manejan los dos tipos de agentes que intervienen en esa economía.
  - Un supuesto sobre la independencia entre el termino de perturbación incorporado a la ecuación que modeliza el comportamiento del Banco Central y el resto de perturbaciones
2. Admite una representación VAR para las variables, que pueden ser no estacionarias y presentar relaciones de cointegración.
  3. Al estar los parámetros estructurales exactamente identificados, la estimación se puede llevar a cabo de forma consistente y eficiente, a partir de su forma reducida que también es un modelo VAR.
  4. La función de respuesta del consumo se puede descomponer en:
    - a) La parte que recoge los efectos unidireccionales del tipo de interés
    - b) La parte que recoge los efectos de retroalimentación

A su vez, el primer componente, efectos unidireccionales, se puede descomponer en:

- a.1) Un efecto directo del tipo de interés sobre el consumo
- a.2) Un efecto indirecto debido a variaciones en el precio de las viviendas
- a.3) Un efecto indirecto debido a variaciones en el stock de viviendas
- a.4) Un efecto indirecto debido a variaciones en la riqueza financiera

El resto de la tesis se organiza a lo largo de seis capítulos. Con objeto de facilitar la lectura de la tesis, al final de cada capítulo se ha introducido una sección con las principales conclusiones del mismo, así como una serie de apéndices donde se detallan los desarrollos matemáticos y la elaboración de los modelos econométricos utilizados.

El **Capítulo II** “Vivienda y Actividad Económica: Un repaso de la literatura” recoge las teorías que han relacionado las viviendas con algún aspecto de la economía,

principalmente con el consumo. Además se repasan los principales resultados empíricos encontrados. La intención de este capítulo es, además de dar una perspectiva actual de la literatura, situar esta tesis doctoral en un punto concreto de la misma.

El **Capítulo III** “Marco de Referencia Conceptual” desarrolla la metodología teórica que permite encontrar la respuesta de las variables del sector privado ante una perturbación en el tipo de interés, así como descomponer la respuesta.

Para ello, se parte del marco teórico propuesto en Flores (1990) [20]. Dicho marco teórico permite obtener de forma clara y sencilla la respuesta de un conjunto de variables ante una perturbación en otra.

En este capítulo se generaliza dicha metodología, y como resultado más novedoso, se utiliza para descomponer la respuesta de las variables entre la parte directa y la parte correspondiente al resto de variables del conjunto de información. Además, ésta última parte se descompone a su vez en efectos unidireccionales y de retroalimentación.

El **Capítulo IV** “Consumo y Mercado Inmobiliario” adapta el marco de referencia conceptual del capítulo III para encontrar la respuesta del consumo ante un aumento en el tipo de interés. Una vez encontrada la respuesta del consumo, se descompone entre el componente directo, un componente debido a la riqueza residencial y un componente debido al precio de las viviendas. El componente debido a la riqueza residencial se asocia con el efecto riqueza mientras que el componente debido al precio de las viviendas se asocia con el efecto garantía.

Los resultados de este capítulo indican que un aumento permanente de los tipos de interés genera una caída permanente en el consumo. De dicha caída, el efecto riqueza residencial es el más importante aunque también se encuentra un efecto garantía significativo.

El **Capítulo V** “Estudio del Efecto Riqueza: Residencial vs Financiera” utiliza el marco de referencia conceptual del capítulo III para estudiar el efecto riqueza, distinguiendo entre tipos de riqueza. Así, se descompone la respuesta del consumo ante

una perturbación en el tipo de interés entre un efecto directo, un componente debido a la riqueza residencial, un componente debido a la riqueza financiera y un componente debido al precio de las viviendas. Esto permite comparar entre ambos tipos de riqueza y con el efecto garantía.

Además, este análisis permite obtener una estimación del sesgo de las respuestas cuando se omite la riqueza financiera.

El resultado más importante de este capítulo indica que el efecto riqueza residencial es similar al efecto riqueza financiera y que ambos son muy superiores al efecto garantía. Además, si se omite la riqueza financiera se produce una infraestimación de la caída del consumo.

El **Capítulo VI** presenta los principales resultados y se extraen las conclusiones mas destacadas



---

## Capítulo II

# Vivienda y Actividad Económica:

## Un repaso de la literatura

---

### II.1. Introducción

En este capítulo se presentan las principales teorías económicas que explican la relación entre las viviendas y las variables macroeconómicas, especialmente el consumo. Además, se revisan los trabajos empíricos más relevantes.

La literatura que relaciona la vivienda con la economía se puede dividir en dos grandes grupos. Por un lado, los trabajos que sostienen que la vivienda influye en la economía a través de su rol como garantía. Por otro lado, los trabajos que sostienen que la vivienda afecta a través del denominado efecto riqueza.

Los trabajos que estudian la vivienda como garantía se pueden dividir, a su vez, en aquellos que estudian el efecto de la vivienda sobre el consumo a través del acelerador financiero y aquellos que analizan el papel de las viviendas en la transmisión de la política económica.

La idea que está detrás de los trabajos que estudian el papel de la vivienda como garantía de los préstamos, es que un aumento del valor de los mismos aumenta la cantidad que puede pedirse prestada y por lo tanto aumenta el consumo y la inversión.

Aunque estos modelos, denominados de acelerador financiero, originariamente se usaron modelizando el comportamiento de las empresas, Bernanke y Gertler (1989)[6] y Kiyotaki y Moore (1997) [31], posteriormente se adaptaron al comportamiento de las familias y al activo que sirve de garantía, las viviendas, Aoki et al. (2004) [4] y Iacoviello (2005) [26]. Por último, en los trabajos de Ortalo-Magné y Rady (1998) [42], (1999) [43] y (2006) [44] se explica como el aumento del precio de las viviendas puede generar aumentos sucesivos del precio en el futuro debido a su rol como garantía.

Desde un punto de vista empírico, existe una gran cantidad de trabajos que acreditan un efecto de las viviendas en el consumo. Así, en Aoki et al. (2002) [3] y Iacoviello (2005) [26], utilizando la metodología VAR se estima la respuesta del consumo y el precio de las viviendas ante un aumento en los tipos de interés. Dicho aumento genera una caída tanto en el consumo, como en el precio de las viviendas. En Iacoviello (2004) [25], se especifica un modelo de equilibrio general en el que las viviendas generan utilidad. Con dicho modelo se deduce una ecuación de Euler para el consumo que se estima por el método generalizado de momentos. Se encuentra un efecto positivo y significativo del precio de las viviendas en el consumo. Por último, Almeida, Campello y Liu (2006) [1] contrastan y no pueden rechazar la existencia del acelerador financiero.

Desde un punto de vista de política económica, dos son las cuestiones que han recibido atención en la literatura. Por un lado el papel de las viviendas en la transmisión de la política monetaria y por otro, la importancia de la estructura del mercado hipotecario. Así, tanto en Lastrapes (2002) [32] como en Grandner y Gstach (2006) [23] se encuentra que tanto el precio de las viviendas, como la inversión residencial, reaccionan ante la política monetaria. Por otro lado, en Iacoviello y Minetti (2003) [27] y (2007) [28] se analiza el papel del mercado hipotecario y la liberalización financiera en la transmisión de la política monetaria. Los autores encuentran que la reacción de las variables macroeconómicas ante cambios en los tipos es mayor en países con mercados financieros e hipotecarios más profundos y más liberalizados. En Díaz-Giménez y Puch (1989) [12] se encuentra que un aumento en el porcentaje del precio de las viviendas

que financian los bancos tiene efectos positivos en la economía.

El otro grupo de trabajos que analizan el papel de la vivienda en la economía sostiene que las viviendas afectan al consumo a través del efecto riqueza. El modelo de ciclo vital-renta permanente, Friedman (1957) [21] y Ando y Modigliani (1963) [2], sostiene que los individuos aumentan o disminuyen su riqueza para mantener el consumo constante. Si se produce un aumento inesperado de la riqueza, ya sea residencial o financiera, éste producirá un aumento del consumo<sup>1</sup>.

Los trabajos que han seguido este camino no han aportado ningún avance teórico importante, limitándose los resultados a cuestiones empíricas<sup>2</sup>. Así en Davis y Palumbo (2001) [11], analizando relaciones de cointegración, se encuentra un efecto riqueza significativo para la economía americana. Por otro lado, Lettau y Ludvigson (2004) [33], Fernandez-Corugedo et al. (2003) [18] y Hamburg et al. (2008) [24], estiman a partir de un modelo VEC los componentes permanentes y transitorios de la riqueza. Aunque manifiestan que sólo los componentes permanentes afectan al consumo, encuentran un efecto riqueza significativo para EEUU, UK y Alemania. Por último, Slacalek (2006) [49] también encuentra un efecto riqueza significativo utilizando un método que explota las correlaciones del consumo agregado.

Debido a que la teoría económica no es concluyente acerca de la magnitud del efecto de los distintos tipos de riqueza, la literatura empírica ha tratado de estimarlos. Se pretende responder a la pregunta ¿qué tipo de riqueza, residencial o financiera, tiene un mayor efecto sobre la actividad económica?<sup>3</sup>. Entre los trabajos que han estimado relaciones de largo plazo, Case, Quigley y Shiller (2005) [9], utilizando datos de países de la OCDE, en un caso, y datos de estados de EEUU en otro caso, y Rapach y Strauss (2006) [48] utilizando datos de estados de EEUU, encuentran que el efecto

---

<sup>1</sup>Una deducción teórica del modelo de ciclo vital en un contexto de equilibrio general de generaciones solapadas puede consultarse en Galí (1990)[22]

<sup>2</sup>En esta tesis no se comentan los resultados de aquellos trabajos que han utilizado datos micro-económicos, pero un survey de éstos puede consultarse en Dynan y Maki (2001)[15]

<sup>3</sup>En esta tesis no se revisan los trabajos que han explorado la relación entre el mercado financiero y el consumo. Un survey puede encontrarse en Poterba (2000) [47]



riqueza residencial es mayor que el efecto riqueza financiera. Ludwing y Slock (2004) [36] para países de la OCDE y Dvornak y Kohler (2007) [14] para regiones de Australia concluyen que los efectos son similares. Solamente Matsubayashi (2006) [40], con datos americanos y tras desagregar por tipo de consumo, encuentra que la riqueza financiera tiene un efecto mayor que la riqueza residencial.

En el caso de los trabajos que han estimado efectos a corto y largo plazo, existe más consenso. El efecto riqueza residencial es mayor que el efecto riqueza financiera. En este caso figuran los trabajos: Barata y Pacheco (2003) [5] para cinco países desarrollados, Pichette y Tremblay (2003) [46] para Canadá, Catte et al. (2004) [10] para varios países industrializados, Carroll (2004) [7] y Carroll et al. (2006) [8] para la economía de EEUU.

## II.2. Vivienda como Garantía

### II.2.1. Modelos de Acelerador Financiero

#### II.2.1.1. Modelos Teóricos

Una parte importante de la literatura defiende que la posición financiera de los agentes tiene efectos reales en la economía. En un primer momento, se estudia el efecto que la posición financiera de las empresas tiene sobre la economía, para posteriormente proponer que también la posición financiera de los hogares afecta al nivel de actividad. En particular se establece que el precio de la vivienda, garantía básica de las familias, afecta a la cantidad de crédito al que pueden acceder los hogares, y por lo tanto, a su consumo.

El trabajo original que introduce la idea anterior en un contexto de equilibrio general es el de Bernanke y Gertler (1989) [6]. En el modelo se supone que la información sobre el riesgo de las operaciones que realizan las empresas es distinta entre los accionistas de las empresas y los directivos de las mismas (información asimétrica).

En este contexto, la posición financiera de las empresas (balance neto), afecta al riesgo percibido por los posibles inversores (accionistas). Por lo tanto, en los momentos álgidos del ciclo el mayor valor de los activos de las empresas mejora su balance neto, se consiguen más inversores, y aumenta aún más la actividad. En situaciones de crisis, se reduce el valor de los activos, aumenta el riesgo y caen las inversiones, reduciendo aún más la actividad. Este mecanismo se conoce con el nombre de acelerador financiero.

En un trabajo posterior, Kiyotaki y Moore (1997) [31] proponen otro argumento por el que la posición financiera juega un papel importante en la economía. Se propone un modelo de equilibrio general dinámico, en el que los prestamistas sólo pueden recuperar su préstamo a través de los activos de los prestatarios (empresas). Por ello, los activos de las empresas no son sólo factores de producción, sino que son la garantía para posibles prestamos.

Dicho modelo explica los motivos por los que una perturbación positiva persiste en el tiempo, tanto en el nivel de renta, como en los precios de los activos. Así, la persistencia en la evolución del precio de los activos se explica por el mecanismo siguiente: Al producirse una perturbación positiva en la renta, se produce un aumento de la demanda de activos. Dicho aumento genera un incremento en los precios que, a través de su rol como garantía, genera un aumento de la renta y así sucesivamente.

El mecanismo amplificador en recesiones funciona de la siguiente manera: Ante una perturbación negativa en el nivel de producción, las empresas deben vender su activo, pero, debido a que la perturbación es común a todas y todas quieren vender sus activos, se produce un exceso de oferta y el precio de los activos baja. Al reducirse el precio de los activos, la posición financiera se resiente, no pueden pedir créditos y tienen que reducir su producción, cae la renta y el efecto se amplifica.

Las ideas anteriores son recogidas en Iacoviello (2005) [26] e incorporadas a los hogares y al activo que hace de garantía, las viviendas. El modelo teórico que propone es en tiempo discreto, de horizonte infinito, donde hay hogares y empresas. Se incorporan dos características, (1) las restricciones de garantía vienen determinadas por la cantidad

de activos inmobiliarios, tanto para las empresas como para los hogares y (2) la deuda de los hogares se negocia en términos nominales.

El modelo explica que la propagación de los efectos positivos se produce por dos vías. En primer lugar, al producirse una perturbación de demanda, se incrementa el consumo y el precio de los activos. Al aumentar el precio de los activos, aumenta la cantidad que puede pedirse prestada, permitiendo un aumento del gasto y de la inversión.

En segundo lugar, al aumentar el precio del consumo se reduce el valor real de las obligaciones de la deuda (que vienen definidas en términos nominales) afectando positivamente a la riqueza neta de los prestatarios. Como la propensión a consumir es mayor en los prestatarios que los prestamistas, el efecto neto en la demanda es positivo y actúa como un poderoso mecanismo de amplificación.

Además, con el modelo, en su versión mas sencilla, se analizan los efectos de un aumento en el tipo de interés (transmisión de la política monetaria). En este modelo un aumento de los tipos genera una caída de la producción por tres vías: (1) Al aumentar los tipos se produce una caída directa del consumo y por lo tanto de la renta, (2) al aumentar los tipos se produce una caída del precio de las viviendas y vía efecto garantía, de la inversión y la producción y (3) al aumentar los tipos se reduce la inflación por lo que aumenta el valor de la deuda cayendo la demanda y la producción.

Por último, se simula una perturbación positiva en los tipos; encontrándose que al operar sólo la primera vía, la caída en la producción es del 3.33 %. Si además opera la segunda, es decir el efecto garantía, la caída es del 3.82 %. Si se añade además la tercera, el efecto de la deuda nominal, el producto cae un 4.42 %.

En Aoki et al. (2004) [4] se utiliza un modelo de equilibrio general basado en el modelo de acelerador financiero propuesto en Bernanke et al. (1999). En este modelo existen dos tipos de consumidores, unos que han acumulado suficiente riqueza por lo que su consumo viene determinado por la hipótesis de la renta permanente (satisfacen las ecuaciones de Euler para el consumo) y otros que están restringidos. Estos últimos,

igualan su consumo a su renta en cada periodo, pudiendo pedir prestado solamente si aumenta el valor de su vivienda.

El modelo muestra como las imperfecciones en el mercado de capitales, generan primas de riesgo respecto a la financiación externa que afectan a la cantidad de crédito de la economía. En esta situación, variaciones endógenas del mercado de crédito, como la riqueza neta, amplifican y propagan las perturbaciones.

La hipótesis fundamental del trabajo es que las viviendas juegan un importante rol debido a que son usadas como garantía, disminuyendo los costes de agencia asociados a la financiación de la inversión residencial y el consumo. Por lo tanto afectan, no solamente a la cantidad de crédito de las familias, sino a su precio, es decir, al tipo de interés al que se negocian los préstamos.

Los autores simulan la función de respuesta al impulso implicada por el modelo, ante una caída de medio punto en el tipo nominal. Se observa que dicha caída genera un aumento del precio de las viviendas, de la riqueza residencial y del consumo.

Existe otro grupo de trabajos, Ortalo-Magné y Rady (1998) [42], (1999) [43] y (2006) [44], en los que el valor de las casas juega un papel importante en la economía debido a su rol como garantía. Sin embargo, estos modelos se alejan de los modelos de acelerador financiero ya que no pretenden explicar el efecto de las viviendas en el consumo.

En este grupo de trabajos se desarrolla un modelo de equilibrio general de ciclo vital, en el que existen dos tipos de casas, pequeñas y grandes, y dos tipos de agentes, jóvenes y viejos. Además, en este modelo se supone que para adquirir una casa hace falta el pago de la entrada, que no se puede financiar. Esto hace que los jóvenes no puedan comprar una casa, o como mucho, comprar una casa pequeña.

El papel de las viviendas como garantía es el siguiente: Al aumentar la renta por alguna perturbación positiva en la economía, se incrementa la demanda de viviendas y por lo tanto su precio. Al aumentar el precio, se elevan las ganancias residenciales de aquellos que compraron una vivienda, en particular de los jóvenes que compraron

una casa pequeña. Con esas ganancias de capital se puede afrontar el pago de las casas grandes, por lo que aumenta la demanda de viviendas grandes. Al aumentar la demanda, se incrementa nuevamente el precio y así se produce un efecto multiplicador<sup>4</sup>.

### II.2.1.2. Evidencia Empírica

Tras presentarse los trabajos donde las viviendas actúan como garantía, en este apartado se muestran los trabajos que muestran evidencia empírica en esa dirección.

Así, el primer trabajo empírico es el de Aoki et al. (2002) [3]. En dicho trabajo se estudia, para la economía inglesa, la relación del precio de las viviendas con las variables macroeconómicas, utilizando un modelo VAR. El modelo teórico que justifica las variables del VAR es el de Aoki et al. (2004) [4]. Con el supuesto de identificación: “el tipo afecta instantáneamente a las otras variables”, se estiman las funciones de respuesta al impulso. Éstas muestran que un aumento del tipo genera una caída, a corto plazo, del precio de las viviendas, la inversión residencial y el consumo de bienes duraderos y no duraderos.

En el trabajo de Iacoviello (2005) [26] se completa la parte teórica del trabajo con un análisis empírico, para Estados Unidos, utilizando la metodología multivariante de series temporales. El modelo VAR estimado incluye las variables siguientes: el PIB real(sin tendencia), el deflator del PIB (tasa), el precio real de las viviendas(sin tendencia) y el tipo de interés. El orden de la ortogonalización es: tipo de interés, inflación, precio de las viviendas y PIB.

Los resultados principales son: (1) ante un aumento en el tipo de interés, se produce una caída de la inflación, el precio de las viviendas y el PIB, (2) ante una perturbación en el precio de las viviendas se produce un efecto positivo en el mismo precio y en el PIB y (3) ante una perturbación en el PIB se produce un aumento en el precio de las

---

<sup>4</sup>Dicho modelo se utiliza para explicar el aumento de los precios de las viviendas en el Reino Unido en la década de los 80's y 90's. Así, dicho modelo explica que los factores principales de dicho aumento fueron: (1) el incremento de la renta y (2) la desregulación del mercado hipotecario. Dicha desregulación aumentó la cantidad financiada por los bancos reduciendo las necesidades financieras para la entrada

viviendas. Resultado que muestra un efecto retroalimentación entre el PIB y el precio de las viviendas.

Iacoviello (2004) [25] parte de un modelo sencillo de equilibrio general del cual se deduce una ecuación de Euler en la que se incorpora el activo vivienda como garantía. Básicamente la ecuación de Euler tiene la forma:

$$c_t = -\psi_1 l_t + \psi_2 q_t - \psi_3 E_t q_{t+1} + \psi_4 r_t + \psi_5 h_t$$

donde se observa como el consumo depende del tipo a largo plazo ( $l_t$ ), el precio de las viviendas ( $q_t$ ), el valor esperado del precio en el periodo siguiente, el tipo a corto ( $r_t$ ) y el stock de viviendas ( $h_t$ ).

La ecuación de Euler se estima utilizando el análisis de regresión con datos de series temporales y por el método generalizado de momentos (MGM). Se estiman todos los coeficientes con el signo esperado y significativos, salvo el tipo a corto plazo. En particular, se encuentra que la sensibilidad del crecimiento del consumo a precios de las viviendas es grande, positiva y significativa (0.45), siendo la elasticidad de largo plazo algo menor (0.15). Se estiman los parámetros estructurales del modelo; en particular se estima el incremento del consumo a corto plazo debido a un aumento en el precio de las viviendas a través de su rol como garantía. Éste se sitúa entre 1.33 y 1.94, indicando una fuerte retroalimentación del valor de la garantía a la dinámica del consumo.

Disney, Briges y Gathergood (2006) [13] proponen que la existencia de deuda insegura (no respaldada por garantía) reduce las amplitudes en las fluctuaciones del consumo debidas a las fluctuaciones en el valor de las viviendas (efecto garantía). Esto es así ya que si aumenta la garantía, los hogares pueden cambiar deuda insegura por segura (que es más barata) sin variar sus niveles de consumo. Para el análisis empírico se utilizan datos de panel (individuos) de UK.

Por último Almeida, Campello y Liu (2006) [1] pretenden mostrar evidencia empírica acerca de la existencia del acelerador financiero en el mercado inmobiliario utilizando series temporales de distintos países.

Los contrastes se realizan utilizando las implicaciones del modelo de acelerador

financiero sobre el comportamiento del "*Loan to Value ratio*" (LTV). Con datos de panel entre países se concluye que no se puede rechazar el funcionamiento del acelerador financiero.

### II.2.2. Vivienda y Política Económica

En esta sección se presentan los trabajos que han analizado la relación de la política económica y las viviendas. Además se analizan los efectos que han tenido los cambios de la estructura financiera de los países en la transmisión de la política monetaria a través de los precios de las viviendas.

Díaz-Giménez y Puch (1989) [12] analizan los efectos de un aumento en la cantidad que financian, como máximo, los bancos sobre el valor de la vivienda (disminuyen las restricciones de crédito). Para ello, se propone un modelo de equilibrio general en el que existen restricciones de crédito y en el que las familias pueden comprar capital-vivienda que utilizan como garantía. Dicho modelo se calibra para la economía española con datos desde 1982 hasta 1989, analizándose el efecto que tiene sobre dicha economía el hecho de que las entidades financieras decidan financiar el 80 % del valor de las viviendas en lugar del 50 %. Dicha medida genera un incremento de los préstamos del 147 %, de la producción del 2 % y del stock de capital residencial del 12 %.

Lastrapes (2002) [32] pretende medir e interpretar los efectos dinámicos que produce una perturbación en la oferta monetaria en el mercado de la vivienda. Se utilizan datos de series temporales de la economía americana para estimar, utilizando metodología VAR, la respuesta del precio de las viviendas ante una perturbación en la oferta de dinero. Las variables incluidas en el VAR son el precio de las viviendas, la cantidad de viviendas, el tipo de interés hipotecario, el tipo de interés de la deuda, la producción y la cantidad de dinero real y nominal. Los resultados obtenidos muestran que la oferta de dinero tiene efectos importantes en las variables del mercado de vivienda, independientemente de los supuestos del modelo estructural, ya que un aumento de la cantidad de dinero genera un aumento en los precios de la vivienda

y la riqueza residencial.

Para entender las respuestas empíricas se presenta un modelo de equilibrio general de agente representativo con mercado de vivienda. En dicho modelo se trata a las viviendas como activos. La vivienda es un bien duradero que se demanda por el flujo de servicios que genera y por su valor como activo. Se simulan las respuestas teóricas del modelo y se comparan con las estimadas. Los resultados son bastante satisfactorios para un conjunto de parámetros razonable.

En Iacoviello y Minetti (2003) [27] se analiza el efecto que tiene la liberalización financiera en la transmisión de la política monetaria a través del mercado de la vivienda. La idea es que una economía más liberalizada es una economía más restringida financieramente<sup>5</sup>. Esto hace que las variaciones en los tipos, que afectan al precio de las viviendas y por tanto a la garantía, tengan mayores efectos sobre la economía.

El modelo teórico utilizado es un modelo estándar de agente representativo, donde existen bienes duraderos y no duraderos. Con dicho modelo se encuentra que a medida que la liberalización financiera se incrementa, es mayor el impacto de la política monetaria en los precios de las viviendas.

En la parte empírica, con metodología VAR, se analiza el efecto de la política monetaria en tres países de la UE, Finlandia, Suecia y Reino Unido. Se concluye que la liberalización económica afecta a los precios de la vivienda por dos vías distintas: (1) de forma directa, con reformas en el mercado hipotecario y (2) de forma indirecta, cambiando la sensibilidad de los precios ante perturbaciones monetarias.

En Grandner y Gstach (2006) [23] se plantea un modelo IS-LM dinámico que incorpora acciones y casas como activos adicionales. La conclusión más importante del trabajo es que se puede esperar una sobre-reacción de los precios de las viviendas ante perturbaciones monetarias cuando la elasticidad de la demanda de casas es baja.

En Iacoviello y Minetti (2007) [28] se comprueba el canal de crédito de la política

---

<sup>5</sup>Esto es así porque ya se ha pedido todo el crédito que se puede soportar y los agentes no pueden pedir más crédito



monetaria a través del mercado de la vivienda. Dicho canal consiste en el efecto que tiene la política monetaria sobre la economía cuando las decisiones de política afectan al nivel de crédito, tanto al que ofrecen los bancos como al que demandan las empresas y familias.

Empleando un VAR para cuatro países de la UE, se argumenta que la relevancia del canal de crédito de la política monetaria depende de las características estructurales del sistema financiero inmobiliario (hipotecas), en particular de la eficiencia y de las organizaciones institucionales.

Los resultados más importantes son que sí existe un canal de crédito para Finlandia y Reino Unido pero no para Alemania ni para Noruega.

En la tabla (II.1) se presenta un esquema de los principales trabajos donde la vivienda se usa como garantía.

Tabla II.1: Repaso Literatura: Garantía

Vivienda como Garantía			
Acelerador financiero		Política monetaria	Mdo. hipotecario
Teóricos	Empíricos		
Aoki et al	Aoki et al	Lastrapes	Diaz-Gimenez y Puch
Iacoviello	Iacoviello	Grandner y Gstach	Iacoviello y Minetti
Ortalo-Magné y Rady	Almeida et al		

## II.3. Vivienda y Efecto riqueza

### II.3.1. Justificación teórica del efecto riqueza

Existe otro grupo de trabajos que han estudiado el efecto de las viviendas sobre el consumo a través del denominado efecto riqueza. El modelo teórico que sirve de base para estos estudios, es el modelo de ciclo vital-renta permanente propuesto por Friedman (1957) [21] y Ando y Modigliani (1963) [2]. En dicho modelo, el consumo es

función de la renta permanente, que a su vez es función de la riqueza. Dicha riqueza está compuesta de activos (en principio financieros y residenciales) así como de la riqueza humana. La idea es que la riqueza irá variando a lo largo de la vida para mantener el consumo planeado constante. Pero si se produce un aumento inesperado de la riqueza, éste aumento generará un aumento del consumo.

Debido a que ni el consumo planeado ni la riqueza humana son variables observables, en la estrategia de estimación se utiliza el consumo observado y la renta salarial como aproximación de la riqueza humana<sup>6</sup>, estimándose una ecuación del estilo:

$$C_t = f(W_t, Y_t) \quad (\text{II.1})$$

Donde  $C_t$  es el consumo,  $W_t$  es la riqueza e  $Y_t$  es la renta salarial. Ya en Modigliani (1971) [41] se estima el efecto que tiene sobre el consumo un aumento de un dólar en la riqueza, que es de 5 céntimos.

En estos modelos el efecto de la riqueza sobre el consumo es independiente del tipo de riqueza. No obstante, existen razones que apoyan un efecto distinto entre la riqueza financiera y la riqueza residencial. Por ello, se plantea la estimación mediante una ecuación de la forma:

$$C_t = f(F_t, W_t, Y_t) \quad (\text{II.2})$$

Donde ahora  $F_t$  es la riqueza financiera y  $W_t$  es la riqueza residencial.

En particular, los motivos que se han dado y que apoyan un efecto mayor de la riqueza residencial son:

1. La riqueza residencial puede utilizarse como garantía para pedir préstamos mientras que la financiera en menor medida.
2. La riqueza residencial representa aumentos de valor que son percibidos como menos volátiles que la financiera.
3. La riqueza residencial tiene beneficios fiscales

---

<sup>6</sup>Se utiliza la renta ya que la riqueza humana debe igualar el flujo descontado de rentas que genera, es decir los salarios

4. La riqueza residencial está más distribuida entre la población, con lo que un aumento de la misma aumenta el consumo de toda la economía. La riqueza financiera, sin embargo, esta poseída por el sector más rico de la economía, que además de contar con menos agentes, éstos tienen una propensión marginal a consumir menor.

Por otro lado, los argumentos que apoyan que la riqueza financiera tendría un efecto mayor son:

1. La riqueza financiera es medida con mucha más precisión y menor coste que la residencial.
2. La riqueza financiera es mucho más líquida que la residencial.
3. Aumentos de la riqueza residencial no generan aumentos de la producción, mientras que los incrementos de la riqueza financiera son debidos a los aumentos en los beneficios futuros de las empresas y a un aumento de la producción futura.
4. Un aumento del precio de las viviendas genera un incremento del coste de uso futuro, tanto de las rentas imputadas en el caso de los propietarios como de los alquileres en el caso de los inquilinos.
5. El efecto herencia, que hace acumular riqueza sin incrementar el consumo futuro, está asociado en mayor medida a los activos residenciales.

Debido a que la evidencia teórica no es concluyente acerca de la existencia de un efecto riqueza y, en todo caso, no puede predecir qué tipo de riqueza es más influyente en la actividad económica, la literatura empírica ha tratado de contestar a dicha cuestión.

### **II.3.2. El efecto Riqueza: Evidencia empírica**

En este apartado se presentarán los trabajos que muestran evidencia empírica sobre la existencia del efecto riqueza sin distinguir entre tipos de riqueza.

Davis y Palumbo (2001) [11] estudian la relación que existe entre el aumento del ratio riqueza-renta y la caída en la tasa de ahorro personal. Estos autores proponen: (1) estimar una regresión del ratio consumo-renta en el ratio riqueza-renta y (2) estimar relaciones de cointegración con el método de Stock-Watson. El resultado más importante es que con datos trimestrales de la economía americana desde 1960 hasta 2000, se estima el efecto renta en 89 céntimos y el efecto riqueza en 3.9 céntimos.

Lettau y Ludvigson (2004) [33] demuestran que la restricción presupuestaria de los hogares en un modelo estándar de agente representativo implica que el logaritmo del consumo ( $c_t$ ), el logaritmo de la riqueza ( $a_t$ ) y el logaritmo de la renta ( $y_t$ ) están cointegrados.

Con dicha relación de cointegración se estima un modelo VEC con las tres variables anteriores, para la economía americana, donde se observa que la variable que se mueve para ajustar la relación de cointegración es la riqueza<sup>7</sup>. Además, utilizando la metodología propuesta en King et al. (1991), Gonzalo y Granger (1995) y Gonzalo y Ng (2001) se identifican los componentes permanentes y transitorios del sistema. Posteriormente se descompone la varianza del error de predicción de cada variable en factores permanentes y transitorios.

Los resultados más importantes son que para el crecimiento del consumo, el 95 % de la varianza está explicado por los factores permanentes, por lo que el consumo es función de los factores permanentes de la riqueza y de la renta. Por otro lado, las perturbaciones transitorias dominan los cambios en la riqueza. Más exactamente, el 88 % de la variación en el crecimiento de la riqueza es debido a dichas perturbaciones mientras que sólo el 12 % es atribuible a perturbaciones permanentes.

Estos resultados implican que la mayor parte de la variabilidad en el consumo no está asociada a la variabilidad en la riqueza, ya que esta está fundamentalmente

---

<sup>7</sup>Tanto en este artículo como en Lettau, Ludvigson y Barczi (2001) [34], como en el de Fernandez-Corugedo et al. (2003) [18] se deduce que el modelo adecuado para analizar el efecto riqueza depende de la variable que se ajusta para llegar al equilibrio. Si dicha variable es el consumo, entonces un modelo ECM es adecuado, en otro caso es necesario especificar un modelo VEC

asociada a perturbaciones transitorias<sup>8</sup>.

Fernandez-Corugedo et al. (2003) [18] utilizan la metodología VEC propuesta en Lettau y Levigston (2004) [33] para analizar el efecto de la riqueza en el consumo en UK. Estos autores proponen una extensión al caso anterior ya que dividen el consumo entre bienes no duraderos y duraderos. Proponen que debe existir una relación de cointegración entre los bienes no duraderos, los activos, la renta salarial y el precio relativo entre duraderos y no duraderos. En la parte empírica, utilizando la metodología de Johansen, se encuentra dicha relación de cointegración aunque con dudas acerca de la presencia del precio relativo.

Con la relación de cointegración estimada anteriormente se estima un modelo VEC donde se encuentra que la riqueza, en mayor medida, y el precio relativo se ajustan para lograr el equilibrio. Además, el análisis de efectos transitorios y permanentes muestra que el consumo es debido a perturbaciones permanentes mientras que la riqueza y el precio relativo es debido a perturbaciones transitorias.

Hamburg et al. (2008) [24] utilizan la misma metodología para el caso alemán, utilizando datos desde 1980Q1 hasta 2003Q2. Encuentran y estiman la relación de cointegración del trabajo de Lettau y Ludvigston.

Con el modelo VEC se encuentra que la variable que se ajusta para llegar al nuevo equilibrio es la renta, resultado que difiere de los obtenidos para EEUU y UK. Además, se observa que la varianza de la renta es debida principalmente a perturbaciones transitorias mientras que la de los activos es debida a perturbaciones permanentes<sup>9</sup>.

Finalmente se estima, en torno a 5 céntimos, la propensión marginal a consumir

---

<sup>8</sup>En una observación marginal de la que los autores no presentan los resultados se muestra que cuando se separa entre tipos de riqueza, la riqueza no financiera está dominada por perturbaciones permanentes. Este resultado apoya el de los trabajos que se presentan en la sección (II.3.3) donde se muestra que la riqueza residencial afecta más al consumo que la riqueza financiera

<sup>9</sup>La posible causa de la diferencia con el caso anglosajón es la distribución de la riqueza entre la población ya que en Alemania hay menos familias que tengan riqueza financiera

de la riqueza en Alemania, aunque se debe ser cauto a la hora de sacar conclusiones, ya que la riqueza afecta al consumo de forma muy limitada<sup>10</sup>.

Slacalek (2006) [49] investiga el efecto riqueza para 16 países industrializados usando la técnica que explota la "lentitud"<sup>11</sup> en el crecimiento del consumo propuesta por Carroll (2004) [7] y Carroll et al. (2006)[8].

Se parte de la ecuación del consumo, en la que aparece un parámetro autoregresivo debido a la presencia de hábitos en el consumo.

$$\nabla C_{t+1} = c_0 + \rho \nabla C_t + \epsilon_{t+1}$$

Si se supone que las perturbaciones que afectan al consumo son la riqueza y la renta, entonces  $\epsilon_t$  se puede descomponer como:

$$\epsilon_t = \alpha_y \nabla \log Y_t + \alpha_w \nabla \log W_t + \eta_t$$

donde  $\alpha_y$  y  $\alpha_w$  miden la respuesta del consumo ante cambios inesperados en la renta y la riqueza. Los efectos a largo plazo, medidos como la propensión marginal a consumir (PMC), son la suma de los efectos parciales:

$$PMC_y = \alpha_y \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i = \frac{\alpha_y}{1-\rho} \quad PMC_w = \alpha_w \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i = \frac{\alpha_w}{1-\rho}$$

El método para estimar estos parámetros es polietápico. En la primera etapa se estima  $\rho$ , en la segunda se estima,  $\alpha_y$  y  $\alpha_w$  y por último se calculan algebraicamente las PMC.

La persistencia del consumo ( $\rho$ ) se estima en la mayoría de los países en torno a 0,66. La respuesta inmediata de un aumento en la riqueza se estima en un rango

---

<sup>10</sup>La deducción de la expresión de la propensión marginal a consumir en función del parámetro de la relación de cointegración ( $\gamma$ ) es la siguiente: Como dicho parámetro es una elasticidad, entonces  $\gamma = \frac{\partial C_t}{\partial A_t} \frac{A_t}{C_t}$ . Por otro lado, la propensión marginal a consumir es, por definición,  $\omega_t = \frac{\partial C_t}{\partial A_t}$ , por lo tanto, de la relación de cointegración se obtiene  $\omega_t = \gamma \frac{C_t}{A_t}$

<sup>11</sup>La idea es que el consumo reacciona de manera lenta y/o limitada ante las perturbaciones de la economía.

amplio de valores, desde 0,01 para el caso Español, Sueco y Austriaco hasta 0,12 para el caso Japonés o incluso 0,14 para el Australiano. La propensión marginal a consumir de la riqueza varía de los 7 céntimos de Australia a 0,30 céntimos de Francia. En US se estima entre 4 y 4,5 céntimos. Sorprendentemente en UK se obtiene un valor muy pequeño, 0,65 céntimos y, finalmente, para España se estima en 1,5 céntimos.

### II.3.3. Comparación de Efectos Riqueza: Residencial vs Financiera

En esta sección se analiza, no sólo si existe un efecto riqueza, sino cual de los dos tipos es más importante. La sección se divide en dos partes: por un lado, se presentan los trabajos que solamente se han preocupado por un efecto a largo plazo. A continuación se presentan los trabajos que estiman tanto los efectos a largo, como a corto plazo.

#### II.3.3.1. Estimaciones a largo plazo

Ludwing y Slock (2004) [36] utilizan la técnica de paneles cointegrados, desarrollada por Pesaran et al. (1999), para un panel de 16 países de la OECD. Además estos autores dividen la muestra utilizando dos criterios. Por un lado, distinguen entre países con un sistema financiero basado en el mercado y países con un sistema financiero bancario<sup>12</sup>. Por otro lado, dividen la muestra en dos periodos (1960-1984 y 1985-2000), con el objetivo de comprobar si las desregulaciones de la última etapa han afectado a la elasticidad del consumo.

Debido a la carencia de datos, utilizan los índices de precios de viviendas y del mercado de valores como aproximaciones de la riqueza. Los resultados más importantes son: (1) se encuentra una relación de largo plazo entre el precio de los activos financieros y el consumo privado, (2) el efecto riqueza financiera es mayor en países basados en

---

<sup>12</sup>En el sistema financiero basado en el mercado, típico de los países anglosajones, existe un mercado de capitales más grande y más profundo que en el sistema bancario en el que hay un número menor de agentes financieros, más típico de los países continentales

un sistema basado en el mercado, (3) la elasticidad del consumo de ambas riquezas es mayor en el segundo periodo, esto es con un mercado más liberalizado, (4) si no se controla por factores comunes el efecto riqueza financiero es mayor y (5) si se controla por factores comunes, el efecto riqueza residencial es mayor en países con sistema financiero basado en bancos y similar en aquellos basados en el mercado. Por lo tanto, la importancia de la riqueza financiera vs. la residencial depende del tipo de sistema financiero y grado de regulación del mercado.

Case, Quigley y Shiller (2005) [9] examinan la relación que hay entre la riqueza residencial, la riqueza financiera y el consumo. Utilizan dos paneles, 14 países de la OCDE y otro para los estados de EEUU.

El modelo se estima de varias formas apuntando siempre al mismo resultado<sup>13</sup>. En la versión más simple, el efecto riqueza residencial estimado es grande y significativo tanto para el caso internacional (de 0,11 a 0,17 según especificaciones) como para el caso de EEUU (entre 0,05 y 0,09). El efecto riqueza financiera es pequeño y poco significativo (en torno siempre a 0,02). Además, se presenta un test formal cuya hipótesis es que las dos propensiones a consumir son iguales. Se concluye que el efecto riqueza residencial es mayor.

Rapach y Strauss (2006) [48] estiman relaciones de cointegración entre el consumo, la riqueza residencial, un índice del mercado de valores y la renta para ocho estados de EEUU. Concluyen que el consumo está afectado por la riqueza residencial de manera positiva y significativa (en torno a 0,06 según métodos) y mayor que la financiera (en torno a 0,005)

Matsubayashi (2006) [40] analiza el efecto riqueza separando entre tipos de consumo: duraderos, no-duraderos y servicios. A su vez, los duraderos se separan en vehículos, muebles y otros. Los no-duraderos se separan en comida, ropa, energía y otros.

---

<sup>13</sup>Se estima el modelo en niveles, en primeras diferencias, utilizando un modelo de corrección de error y suponiendo que los errores están correlacionados (MCG)



En la parte empírica utiliza datos trimestrales de la economía americana desde 1975 hasta 2004. El modelo se especifica en tasas de crecimiento estimándose por MGM. Los resultados más importantes son: (1) la riqueza financiera juega un papel más importante en casi todos los bienes, con una propensión marginal a consumir que llega a 0.20 para los bienes duraderos y (2) la riqueza residencial ejerce influencia en los no-duraderos y los servicios, pero en menor medida que la financiera.

Además si se divide la muestra en dos periodos, 1975-1989 y 1990-2004, se observa que la riqueza financiera sigue jugando el mismo papel, pero la riqueza residencial cambia. En el primer periodo no afecta al consumo pero en el segundo afecta de forma significativa. Dicho efecto llega a ser incluso mayor que el de la riqueza financiera para el consumo de bienes duraderos.

Dvornak y Kohler (2007) [14] utilizan una metodología de datos panel para 5 regiones de Australia, al estilo de Case et al. (2005)[9] para analizar el efecto riqueza financiera y residencial. Éstos autores encuentran un efecto a largo plazo significativo tanto de la riqueza residencial como de la riqueza financiera. La propensión marginal a consumir estimada es mayor para la riqueza financiera (de 6 a 9 céntimos) que para la residencial (en torno a 3 céntimos). Sin embargo, como los activos residenciales son tres veces mayores que los financieros, un aumento de un 1 % en ambas riquezas generan el mismo efecto en el consumo.

### II.3.3.2. Estimaciones de corto y largo plazo

En esta sección se presentan los trabajos que han analizado el efecto riqueza residencial y financiera, estimando tanto el efecto de corto plazo como el de largo plazo.

Barata y Pacheco (2003) [5] estiman el efecto riqueza en 5 países de la UE, en concreto dos países continentales, Francia y Alemania, dos países periféricos, Portugal y Finlandia y un país anglosajón, UK.

Utilizando los índices de precios de vivienda y del mercado de valores como

proxies de la riqueza proponen un modelo de corrección de error, donde la variable dependiente es el consumo per cápita. En dicho modelo se incorporan además la renta, la tasa de desempleo y el tipo de interés a corto plazo.

Encuentran dos resultados importantes: (1) existe una relación contemporánea y significativa entre el crecimiento del precio de las viviendas y el crecimiento del consumo y (2) el efecto riqueza financiera es débil. Debido a estos dos resultados se concluye que el mercado de las viviendas es más importante para explicar el consumo.

Pichette y Tremblay (2003) [46] analizan el efecto riqueza para Canadá distinguiendo entre los distintos tipos de riqueza. Utilizando la metodología propuesta en Lettau y Ludvigson (2004) [33] estiman un modelo VEC con el que descomponer entre factores permanentes y transitorios.

Se concluye que el consumo es debido fundamentalmente a perturbaciones permanentes, igual que la riqueza residencial. Por otro lado, las variaciones en la riqueza financiera son debidas a perturbaciones transitorias. Este resultado implica que la riqueza residencial es más importante para explicar el consumo. Más concretamente, se estima una  $PMC^{14}$  para la riqueza financiera de 0,5 céntimos y no significativa sin embargo, para la riqueza residencial se estima en 5,7 céntimos.

Catte et al. (2004) [10] en un artículo empírico analizan la relación entre el mercado de las viviendas y el ciclo real en los países de la OECD.

Plantean un modelo de corrección de error en el que el consumo depende de la riqueza financiera, la riqueza residencial, el tipo de interés, la tasa de paro y la tasa de inflación. Los resultados se presentan en la tabla (II.2):

Los resultados muestran un efecto significativo en Estados Unidos, UK, Canadá, Holanda y Australia. En Francia, Alemania e Italia dicho efecto es mucho más limitado.

---

<sup>14</sup>Para calcular la propensión marginal a consumir de cada tipo de riqueza se debe descomponer entre la propensión marginal transitoria ( $\Phi_i^T$ ) y la propensión marginal permanente ( $\Phi_i^P$ ) de cada riqueza. Además se debe ponderar por el porcentaje de la variación de cada riqueza que es transitorio( $\pi$ ) y permanente ( $1 - \pi$ ). Por lo tanto  $PMC_i = \pi_i \Phi_i^T + (1 - \pi_i) \Phi_i^P$

Tabla II.2: Estimaciones del efecto riqueza - Propensión marginal a consumir

	Corto plazo		Largo plazo	
	Residencial	Financiera	Residencial	Financiera
Australia	0.02	0.00	0.07	0.03
Canada	0.03	0.03	0.06	0.04
Francia	0.00	0.00	0.00	0.02
Alemania	0.00	0.01	0.00	0.02
Italia	0.00	0.01	0.01	0.01
Japón	0.01	0.00	0.01	0.07
Holanda	0.02	0.00	0.08	0.06
España	0.01	0.00	0.02	0.02
UK	0.08	0.03	0.07	0.04
US	0.00	0.02	0.05	0.03

Además, los autores sostienen que la diversidad de los efectos riqueza residencial radican en: (1) el tamaño del mercado hipotecario, (2) el ratio del importe de la hipoteca sobre valor del piso y (3) la eficiencia institucional.

Carroll (2004) [7] utiliza dos metodologías para estimar el efecto riqueza. Por un lado plantea un análisis de regresión en el que, además de las variables estándar, incluye dos variables que considera importantes para explicar el consumo, las expectativas de desempleo publicadas por la Universidad de Michigan y el tipo federal a tres meses.

Los resultados más importantes son los siguientes: Cuando no se incluyen las variables anteriores, el efecto financiera es 1,6 céntimos y el residencial es 3,5 céntimos, no pudiéndose rechazar que ambas son iguales. Si se añaden dichas variables los efectos se reducen, quedándose el efecto financiera en 0,8 céntimos y el residencial en 1,5 céntimos. Además se puede rechazar que sean iguales.

Por otro lado estima el efecto riqueza a través de un método que explota la autocorrelación del consumo<sup>15</sup>. Se estima el parámetro autoregresivo del consumo en

<sup>15</sup>Ver el desarrollo de la sección II.3.2 en el trabajo de Slacalek (2006) [49]. Por otro lado, la idea

0,49 y las propensiones marginales a consumir de largo plazo de la riqueza financiera en 6,5 céntimos y de la riqueza residencial en 14 céntimos. Si además se añaden las variables comentadas anteriormente, el parámetro autoregresivo se estima en 0,78 y los efectos de largo plazo en 4 y 9 céntimos respectivamente.

Carrol et al. (2006) [8] utilizan la metodología anterior para estimar el efecto riqueza a varios plazos. Así, estiman un efecto instantáneo de la riqueza residencial de 2 céntimos por dólar, mucho menor que el efecto a medio plazo (9 céntimos), y mayor que el efecto riqueza financiera (4 céntimos).

En la tabla (II.3) se presenta un esquema de los principales trabajos donde se analiza el efecto riqueza.

Esta tesis se sitúa entre los dos grupos de trabajos descritos, acelerador financiero y ciclo vital. Por un lado, comparte con la literatura de acelerador financiero la existencia de una perturbación sobre el tipo de interés y el análisis de sus efectos sobre el consumo y la riqueza residencial. A diferencia de esos trabajos, éste incorpora la riqueza financiera al conjunto de información de los agentes con objeto de evaluar y evitar posibles sesgos en la estimación de los efectos mencionados. Por otro lado, comparte con los modelos de ciclo vital la incorporación de ambos tipos de riqueza pero, a diferencia de estos trabajos, aquí se supone la existencia de una perturbación común que afecta a ambas riquezas, esto es, un movimiento inesperado de los tipos de interés. Esto tiene como objetivo facilitar la comparación entre los efectos de los dos tipos de riqueza sobre una misma variable, el consumo.

---

original de este método aparece por primera vez en Carroll (2004) [7].

Tabla II.3: Repaso Literatura: Efecto riqueza

LITERATURA: EFECTO RIQUEZA					
TEORÍA	RESULTADOS EMPÍRICOS				
	existencia ER	COMPARACION: largo plazo			COMPARACION: corto plazo
		ER $W > ER F$	ER $W \sim ER F$	ER $W < ER F$	ER $W > ER F$
Friedman Ando y Modigliani	Davis y Palumbo Lettau y Ludvigson Fernandez-Corugedo et al Hamburg et al Slacalek	Case, Quigley y Shiller Rapach y Strauss	Ludwing y Slock Dvornak y Kohler	Matsubayashi	Barata y Pacheco Pichette y Tremblay Catte et al. Carroll et al

## II.A. Apéndice: Efecto riqueza entre países

El efecto riqueza, es decir, el incremento del consumo ante un aumento de una unidad en la riqueza ha sido estimado para varios países. En este apéndice se resumen los resultados obtenidos para cada país así como el método utilizado.

El país que cuenta con más trabajos estimando el efecto riqueza es Estados Unidos. El trabajo original es el de Davis y Palumbo (2001) [11] que estima, a través de relaciones de cointegración, el efecto riqueza en 5 céntimos. Catte et al. (2004) [10], con un modelo ECM, estima el efecto riqueza residencial en 5 céntimos mientras que el financiero se sitúa en 3 céntimos. Lettau y Ludvigson (2004) [33] utilizan un modelo VEC para estimar el efecto riqueza en 4,6 céntimos. Case, Quigley y Shiller (2005) [9] con datos de panel de estados americanos estiman un efecto riqueza residencial de 5 a 9 céntimos y financiera de 2 céntimos. Rapach y Strauss (2006) [48] mediante cointegración estiman el efecto riqueza residencial en 6 céntimos mientras que el financiera no resulta significativo. Matsubayashi (2006) [40], estima un efecto riqueza financiera que llega a 20 céntimos para los bienes duraderos. Carroll et al. (2006) [8] utilizando el método generalizado de momentos y la correlación del consumo estiman el efecto riqueza residencial en 9 céntimos y la financiera en 4 céntimos. Slacalek (2006) [49], utilizando el mismo método, estima el efecto riqueza entre 4 y 4,5 céntimos.

En el Reino Unido, el trabajo de Catte et al., con un modelo ECM, estima el efecto riqueza residencial en 7 céntimos mientras que el financiera lo hace en 4 céntimos. Fernández-Corugedo et al. (2003) [18] estima, utilizando la metodología VEC, un efecto riqueza de 5 céntimos. Slacalek, curiosamente, estima el efecto riqueza en tan sólo 0.65 céntimos.

En Alemania, el trabajo de Catte et al. estima un efecto riqueza de 0 y 2 céntimos, para la residencial y financiera respectivamente. Slacalek lo hace en 0.36 céntimos. Además está el trabajo de Hamburg et al. (2008) [24] que, utilizando un modelo VEC, estima el efecto riqueza entre 4 y 5 céntimos.

En Australia Catte et al. estiman un efecto riqueza residencial de 7 céntimos y un efecto riqueza financiera de 3. Slacalek estima un efecto riqueza de 7 céntimos. Además el trabajo de Dvornak y Kohler (2007) [14], utilizando datos de panel de varias regiones, estiman un efecto riqueza residencial de 3 céntimos y financiera de 6 a 9 céntimos.

En Canadá, el trabajo de Catte et al. estima el efecto riqueza residencial en 6 céntimos y el financiera en 4 céntimos. El de Slacalek lo hace en 1,1 céntimos. Utilizando la metodología VEC, Pichette y Tremblay (2003) [46] estiman el efecto riqueza residencial en 5,7 céntimos y el financiera en 0,5 céntimos.

Para una serie de países solamente están los trabajos de Catte et al. y Slacalek. Así en Francia Catte et al estima el efecto riqueza residencial en 0 céntimos y el riqueza financiera en 2 céntimos, por otro lado Slacalek lo estima en 0,65 céntimos. En Italia, Catte et al. estima los efectos riqueza en 1 y 1 céntimos mientras que Slacalek lo hace en 0.88 céntimos. En Japón Catte et al. estima 1 y 7 céntimos para el residencial y el financiera mientras que Slacalek estima 2 céntimos. En Holanda las estimaciones son 8 y 6 céntimos para Catte et al. y 0,56 céntimos para Slacalek.

Por último, en España Catte et al. estiman un efecto riqueza residencial y financiera idéntico, 2 céntimos mientras que Slacalek lo estima en 1,5 céntimos.

---

## Capítulo III

# Marco de Referencia Conceptual

---

### III.1. Introducción

En este capítulo se presenta el marco de referencia conceptual (MRC) que permitirá estimar la respuesta del consumo, la riqueza residencial, el precio de las viviendas y la riqueza financiera ante una perturbación en los tipos de interés.

Este marco de referencia permite alcanzar el objetivo propuesto sin necesidad de especificar completamente un modelo econométrico estructural multiecuacional.

El MRC da lugar a un modelo vectorial autoregresivo parcialmente ortogonalizado, que será suficiente para alcanzar los objetivos propuestos.

El MRC que se propone no es nuevo ya que ha sido utilizado en otros trabajos: Flores (1990) [20], Flores et al. (1998) [19] y Pereira y Flores (1999) [45], sin embargo, lo que resulta novedoso es la descomposición, que a partir de dicho marco de referencia es posible llevar a cabo, de las diferentes funciones de respuesta.

Esto es, veremos como, a partir de dicho MRC, es posible descomponer las respuestas de una variable, ante una perturbación en otra, en lo que llamaremos efectos directos y efecto indirectos.

Esta descomposición nos permitirá conocer, que parte de la respuesta del consumo, ante una perturbación en el tipo de interés, es atribuible a las variaciones en



el resto de variables que también se ven afectadas por los movimientos en los tipos de interés, así como evaluar la importancia relativa de cada una de ellas en la respuesta final del consumo.

## III.2. Marco Teórico

Se consideran dos tipos de agentes en esta economía, los agentes del sector privado y un agente institucional que es el Banco Central. Se supone que los agentes privados determinan en cada periodo, los niveles de las  $k$  variables que aparecen en el vector  $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{kt})'$ .

Por otro lado, se supone que el Banco Central determina en cada periodo el nivel de los tipos de interés ( $r_t$ ). Tanto los agentes privados como el Banco Central conocen al principio del periodo los valores pasados de todas las variables. Sin embargo, mientras que los agentes privados fijan  $z_t$ , conociendo el nivel del tipo de interés para el período “t”, el Banco Central determina el tipo de interés en “t” sin conocer los valores de  $z_t$ .

Este supuesto es crucial para poder identificar los parámetros relevantes del modelo teórico. El supuesto no parece excesivamente restrictivo dada la información que hoy día los bancos centrales proporcionan al resto de agentes económicos.

### *Representación matemática del comportamiento de los Agentes Privados*

El conjunto de información para los agentes privados ( $\Omega_{zt}$ ) esta formado por los valores pasados de  $z_t$  así como por los pasados y presentes de  $r_t$ , es decir:

$$\Omega_{zt} = \{z_{t-j}, r_{t-j}, r_t\}, j = 1, 2, 3, \dots$$

En cada periodo, los agentes privados determinan el nivel de  $z_t$  usando la información de  $\Omega_{zt}$ . Esto hace que  $z_t$  pueda depender tanto del valor presente de  $r_t$  como de los valores pasados, así como también, de los valores pasados de  $z_t$ , esto es:

$$\begin{aligned} z_t &= \nu_z(B)r_t + \epsilon_{zt} \\ \pi_z(B)\epsilon_{zt} &= \alpha_{zt} \end{aligned} \tag{III.1}$$

Donde  $\nu_z(B) = (\nu_{z1}(B), \dots, \nu_{zk}(B))'$  es un vector  $(k \times 1)$  de funciones de transferencia. Cada una de ellas recoge la respuesta unidireccional de cada variable  $z_{jt}$  ante una variación transitoria en la variable  $r_t$  y tienen la forma  $\nu_j(B) = \nu_{j0} + \nu_{j1}B + \nu_{j2}B^2 + \dots$  para  $j = 1 \dots k$ , siendo  $B$  el operador retardo,  $\epsilon_{zt} = (\epsilon_{z1t}, \dots, \epsilon_{zkt})'$  es un vector de variables aleatorias que sigue un proceso estocástico multivariante del tipo VAR(p), donde  $\pi_z(B) = I - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots - \pi_p B^p$  es una matriz polinomial, cuyo determinante puede tener raíces sobre el círculo unidad<sup>1</sup>, esto es, las variables del vector  $z_t$  pueden ser no estacionarias, por tanto puede haber relaciones de cointegración. Por último,  $\alpha_{zt} = (\alpha_{z1t}, \dots, \alpha_{zkt})'$  es un vector de ruido blanco con matriz de covarianzas contemporáneas  $\Sigma_z$ .

#### *Representación matemática del comportamiento del Banco Central*

El conjunto de información para el Banco Central ( $\Omega_{rt}$ ) esta formado tan sólo por los valores pasados de  $r_t$  (primer supuesto de identificación).

$$\Omega_{rt} = \{r_{t-j}, z_{t-j}\}, j = 1, 2, 3, \dots$$

En cada periodo, el Banco Central determina  $r_t$  usando la información  $\Omega_{rt}$ <sup>2</sup>, esto es:

$$\begin{aligned} r_t &= \nu_r(B)z_t + \epsilon_{rt} \\ \pi_r(B)\epsilon_{rt} &= \alpha_{rt} \end{aligned} \tag{III.2}$$

---

<sup>1</sup>El motivo de no hacer ningún supuesto sobre la función de transferencia y  $\pi_z(B)$  es permitir que las variables sean no estacionarias. Los datos determinarán si existen raíces unitarias o no.

<sup>2</sup>Se supone que el instrumento de política monetaria de la economía es el tipo de interés en lugar de la oferta monetaria

Donde  $\nu_r(B) = (\nu_{r1}(B), \dots, \nu_{rk}(B))$  es un vector  $(1 \times k)$  de funciones de transferencia. Dichas funciones recogen los efectos sobre los tipos de interés de variaciones en las variables  $z_t$ . Por otro lado,  $\epsilon_{rt}$  es una variable aleatoria escalar que sigue un proceso univariante general del tipo ARIMA(p,d,q), donde  $\pi_r(B)$  es un polinomio escalar cuyas raíces pueden estar sobre el círculo unidad y  $\alpha_{rt}$  es un ruido blanco escalar, con varianza  $\sigma_r^2$ , independiente de los elementos de  $\alpha_{zt}$  (segundo supuesto de identificación).

Es importante destacar que la restricción  $\nu_{rj}(0) = 0$  para  $j = 1 \dots k$ , en la ecuación (III.2), consecuencia del supuesto realizado sobre el conjunto de información del Banco Central, así como el supuesto de independencia entre  $\alpha_{rt}$  y  $\alpha_{zt}$ , supuestos no contrastables, constituyen restricciones suficientes para identificar los parámetros del modelo formado por las ecuaciones (III.1) y (III.2).

#### *Representación VAR del comportamiento de los agentes*

El modelo (III.1) y (III.2) puede escribirse de forma matricial como:

$$\begin{bmatrix} \pi_z(B) & -\pi_z(B)\nu_z(B) \\ -\pi_r(B)\nu_r(B) & \pi_r(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{zt} \\ \alpha_{rt} \end{bmatrix} \quad (\text{III.3})$$

En notación compacta:

$$\Pi_y(B)y_t = \alpha_{yt} \quad (\text{III.4})$$

donde

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_r^2 \end{bmatrix} \quad (\text{III.5})$$

es la matriz de covarianzas de  $\alpha_{yt}$ .

El modelo multivariante propuesto en (III.4) no está normalizado en sentido de Alavi (1981)[29] ya que:

$$\Pi_y(0) = V = \begin{bmatrix} I & -\nu_{z0} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \neq I \quad (\text{III.6})$$

donde  $\nu_{z0} = (\nu_{z10}, \dots, \nu_{zk0})'$  es el vector de efectos contemporáneos de  $r_t$  sobre  $z_t$ .

El modelo puede normalizarse premultiplicando (III.4) por  $V^{-1}$ , si

$$\begin{aligned} \Pi_y^*(B) &= V^{-1}\Pi_y(B) \\ \alpha_{yt}^* &= V^{-1}\alpha_{yt} \end{aligned}$$

Entonces (III.4) normalizado queda:

$$\Pi_y^*(B)y_t = \alpha_{yt}^* \quad (\text{III.7})$$

$$\Sigma^* = V^{-1}\Sigma(V^{-1})^T = \begin{bmatrix} \Sigma_z + \nu_{z0}\nu'_{z0}\sigma_r^2 & \nu_{z0}\sigma_r^2 \\ \nu'_{z0}\sigma_r^2 & \sigma_r^2 \end{bmatrix} \quad (\text{III.8})$$

El modelo propuesto en (III.7) y (III.8) es un modelo VAR normalizado que puede ser estimado utilizando la metodología estándar de análisis multivariante de series temporales. A partir de la estimación de  $\Sigma^*$  se puede recuperar una estimación de la matriz  $V$ , utilizando la expresión (III.8), así como una estimación de  $\Sigma_z$ . Una vez estimada  $V$  y premultiplicando (III.7) por  $V$  se pueden obtener todos y cada uno de los parámetros en (III.3) y (III.5).

#### *Funciones de respuesta al impulso*

Del modelo (III.3), despejando el valor de  $r_t$  de la última ecuación y sustituyendo en la primera, se obtiene la expresión para el vector  $z_t$ :

$$z_t = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_r(B)^{-1}\alpha_{rt} + [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\pi_z(B)^{-1}\alpha_{zt} \quad (\text{III.9})$$

A partir de la ecuación (III.9), y definiendo los polinomios que se muestran en (III.10) y (III.11) se obtiene la expresión de  $z_t$  que se muestra en (III.12).

$$\Psi_r(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_r(B)^{-1} = \Phi_{r0} + \Phi_{r1}B + \Phi_{r2}B^2 + \dots \quad (\text{III.10})$$

$$\Psi_z(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\pi_z(B)^{-1} = I + \Phi_{z1}B + \Phi_{z2}B^2 + \dots \quad (\text{III.11})$$

$$z_t = \Psi_r(B)\alpha_{rt} + \Psi_z(B)\alpha_{zt} \quad (\text{III.12})$$

En la ecuación (III.12),  $\Psi_r(B)$  es un vector polinomial ( $k \times 1$ ) que tiene la forma:

$$\Psi_r(B) = \begin{pmatrix} \Psi_{r1}(B) \\ \vdots \\ \Psi_{ri}(B) \\ \vdots \\ \Psi_{rk}(B) \end{pmatrix} \quad (\text{III.13})$$

Las secuencias de coeficientes asociados a los polinomios del vector  $\Psi_r(B)$  constituyen las funciones de respuesta de cada uno de los elementos de  $z_t$  ante un impulso en  $\alpha_{rt}$ , es decir:  $\partial z_{it+j} / \partial \alpha_{rt}$  para  $j = 0, 1, 2, \dots$  e  $i = 1, 2, \dots, k$ . Cada secuencia mide la respuesta final, de una perturbación en  $r_t$ , sobre cada una de las variables del vector  $z_t$ .

### III.3. Descomposición de las funciones de respuesta

En la sección (III.2) se ha encontrado que el vector de funciones de respuesta a un impulso en la variable  $r_t$  ( $\Psi_r(B)$ ) tiene la forma (III.10). En el apéndice (III.A) se demuestra como dicha expresión también admite la forma siguiente:

$$\Psi_{ri}(B) = \left[ \frac{\left[ (1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)) + \nu_{zi}(B)\nu_{ri}(B) \right] \nu_{zi}(B)}{1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} + \quad (III.14)$$

$$+ \left[ \sum_{l=1}^k \frac{\nu_{zi}(B)\nu_{zl}(B)\nu_{rl}(B)}{1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} \quad \forall l \neq i, \quad i = 1, 2, \dots, k$$

Y, en el caso de que no exista un efecto retroalimentación respecto a la propia variable de interés ( $\nu_{ri}(B) = 0$ ), la expresión (III.14) se reduce a:

$$\Psi_{ri}(B) = \left[ \nu_{zi}(B) + \sum_{l=1}^k \frac{\nu_{zi}(B)\nu_{zl}(B)\nu_{rl}(B)}{1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} \quad \forall l \neq i, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (III.15)$$

La ecuación (III.15) permite descomponer cada función de respuesta  $\Psi_{ri}(B)$  en un efecto unidireccional representado por  $\nu_{zi}(B)$  y un efecto retroalimentación representado por el resto de la ecuación. Además, como se aprecia en (III.15), el efecto retroalimentación es la suma de cada uno de los efectos retroalimentación originados por cada una de las variables. Así, si se define  $\Upsilon_{il}(B)$  tal y como aparece en la ecuación (III.16) el efecto total puede escribirse como en la ecuación (III.17).

$$\Upsilon_{il}(B) = \frac{\nu_{zi}(B)\nu_{zl}(B)\nu_{rl}(B)}{(1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B))} \quad (III.16)$$

$$\Psi_{ri}(B) = \nu_{zi}(B) \cdot \pi_r(B)^{-1} + \sum_{l=1}^k \Upsilon_{il}(B) \cdot \pi_r(B)^{-1} \quad \forall l \neq i \quad (III.17)$$

En dicha ecuación se observa como el efecto total sobre cada variable ( $\Psi_{ri}(B)$ ) puede descomponerse en un efecto unidireccional  $\nu_{zi}(B) \cdot \pi_r(B)^{-1}$  y la suma de cada uno de los efectos de retroalimentación originados por cada una de las variables  $z_{it}$  ( $\Upsilon_{il}(B) \cdot \pi_r(B)^{-1}$ ).

*Descomposición de los efectos unidireccionales*

Una vez obtenido el VAR ortogonalizado (III.18), la posición  $(i, (k+1))$  de dicho modelo, normalizada por el polinomio  $\pi_{ii}(B)$ , representa el efecto directo sobre cada una de las variables  $z_{it}$ .

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(B) & \dots & \pi_{1k}(B) & -\sum_{i=1}^k \pi_{1i}(B)\nu_{zi}(B) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \pi_{l1}(B) & \dots & \pi_{lk}(B) & -\sum_{i=1}^k \pi_{li}(B)\nu_{zi}(B) \\ \pi_{k1}(B) & \dots & \pi_{kk}(B) & -\sum_{i=1}^k \pi_{ki}(B)\nu_{zi}(B) \\ -\pi_r(B)\nu_{r1}(B) & \dots & -\pi_r(B)\nu_{rk}(B) & \pi_r(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1t} \\ \vdots \\ z_{kt} \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{z1t} \\ \vdots \\ \alpha_{zkt} \\ \alpha_{rt} \end{bmatrix} \quad (\text{III.18})$$

A dicho polinomio, que se le denota por  $\Gamma_i(B)$ , toma la forma:

$$\Gamma_i(B) = \nu_{zi}(B) - \sum_{l=1}^k \nu_{zl}(B) \frac{\pi_{il}(B)}{\pi_{ii}(B)} \quad \forall l \neq i \quad (\text{III.19})$$

Por otro lado, se define el efecto unidireccional indirecto de la variable  $r_t$  sobre la variable  $z_{it}$  a través de  $z_{lt}$  como  $\Theta_{il}(B)$  según muestra la ecuación (III.20).

$$\Theta_{il}(B) = \nu_{zl}(B) \frac{\pi_{il}(B)}{\pi_{ii}(B)} \quad (\text{III.20})$$

Esto es así porque (III.20) es la combinación del efecto del tipo sobre la variable  $z_{lt}$ , representado por  $\nu_{zl}(B)$  y el efecto de la variable  $z_{lt}$  sobre  $z_{it}$ , representado por  $\frac{\pi_{il}(B)}{\pi_{ii}(B)}$ . Así, la ecuación (III.19) puede escribirse como:

$$\Gamma_i(B) = \nu_{zi}(B) - \sum_{l=1}^k \Theta_{il}(B) \quad \forall l \neq i \quad (\text{III.21})$$

Reorganizando dicha ecuación se obtiene:

$$\nu_{zi}(B) = \Gamma_i(B) + \sum_{l=1}^k \Theta_{il}(B) \quad \forall l \neq i \quad (\text{III.22})$$

La ecuación (III.22) muestra como el efecto unidireccional  $\nu_{zi}(B)$  se puede descomponer en un efecto directo de la variable  $r_t$  sobre la variable  $z_{it}$  y la suma de los efectos unidireccionales indirectos debidos a la reacción de cada  $z_{lt}$  ante una perturbación en  $r_t$ .

### *Descomposición total de las respuestas*

Sustituyendo el valor de  $\nu_{zi}(B)$ , de la ecuación (III.22), en la ecuación (III.17) se obtiene:

$$\Psi_{ri}(B) = \Gamma_i(B) \cdot \pi_r(B)^{-1} + \sum_{l=1}^k \Theta_{il}(B) \cdot \pi_r(B)^{-1} + \sum_{l=1}^k \Upsilon_{il}(B) \pi_r(B)^{-1} \quad \forall l \neq i \quad (\text{III.23})$$

La ecuación (III.23) muestra como, para cada variable  $z_{it}$ , la respuesta total de dicha variable ante una perturbación en  $r_t$ , se puede descomponer en un efecto directo representado por  $\Gamma_i(B)$ , la suma de efectos unidireccionales indirectos de  $r_t$  sobre  $z_{it}$  y la suma de efectos de retroalimentación.

### *Identificación de los efectos unidireccionales*

Por último, una vez que se ha conseguido descomponer la respuesta total de las variables y se ha comprobado que ésta depende los efectos unidireccionales, es necesario ver como se puede estimar  $\nu_z(B) = (\nu_{z1}(B), \dots, \nu_{zk}(B))'$ . A partir de la representación detallada del modelo ortogonalizado mostrada en (III.18), se observa que la posición  $(i, (k+1))$  tiene la forma  $-\sum_{i=1}^k \pi_{ki}(B) \nu_{zi}$ . Por otro lado, como se definió anteriormente, el polinomio que ocupa la posición  $(i, (k+1))$  es  $\Gamma_i(B)$ . Si se igualan ambas expresiones, se obtiene el sistema de ecuaciones (III.24).

$$\left\{ \begin{array}{l} -\sum_{i=1}^k \pi_{1i}(B) \nu_{zi}(B) = \Gamma_1(B) \\ \vdots = \vdots \\ -\sum_{i=1}^k \pi_{ki}(B) \nu_{zi} = \Gamma_k(B) \end{array} \right. \quad (\text{III.24})$$



Una vez que se estima el modelo y se encuentra la representación ortogonalizada se obtienen los polinomios  $\pi_{ij}(B)$  y  $\Gamma_i(B)$ . Una vez conocidos los polinomios anteriores se puede resolver el sistema de ecuaciones mostrado en (III.24). Las soluciones a dicho sistema son  $\nu_{zi}(B)$  que representan los efectos unidireccionales.

## III.4. Conclusiones

Cuando en un análisis econométrico se estima el efecto final que una variable tiene sobre otra, es interesante saber que parte del efecto es debido al papel que juegan terceras variables. Este análisis es un problema resuelto en modelos estáticos, pero no es trivial en modelos dinámicos donde la retroalimentación puede estar presente.

En este capítulo se ha propuesto un MRC que permite identificar la respuesta de un conjunto de variables determinadas por el sector privado  $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{kt})$  ante una perturbación en el tipo de interés ( $r_t$ ). Dicho MRC, con muy pocos supuestos a priori, permite identificar de forma exacta los parámetros del marco teórico, a partir de las estimaciones de un modelo VAR estándar.

Por último, y como resultado más importante de este capítulo, se demuestra que el MRC permite descomponer la respuesta de las variables del sector privado, ante una perturbación en el tipo de interés en: (1) un efecto directo del tipo en cada variable, (2) un efecto indirecto debido a la respuesta de las otras variables al tipo de interés, y (3) un efecto de retroalimentación.

### III.A. Apéndice: Descomposición de los efectos indirectos y de retroalimentación

El lema de inversión de matrices establece que:

$$(A - gh')^{-1} = \left( I + A^{-1} \frac{gh'}{1 - h'A^{-1}g} \right) A^{-1}$$

Aplicándolo al caso de  $A = I$ ,  $g = \nu_z(B)$  y  $h' = \nu_r(B)$ , se obtiene:

$$[I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1} = I + \frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \quad (\text{III.25})$$

Desarrollando la expresión:

$$\nu_z(B)\nu_r(B) = \begin{pmatrix} \nu_{z1}(B) \\ \vdots \\ \nu_{zi}(B) \\ \vdots \\ \nu_{zk}(B) \end{pmatrix} \cdot (\nu_{r1}(B), \nu_{r2}(B), \dots, \nu_{rk}(B)) =$$

$$\begin{pmatrix} \nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B) & \nu_{z1}(B)\nu_{r2}(B) & \dots & \nu_{z1}(B)\nu_{rk}(B) \\ \nu_{z2}(B)\nu_{r1}(B) & \nu_{z2}(B)\nu_{r2}(B) & \dots & \nu_{z2}(B)\nu_{rk}(B) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \nu_{zk}(B)\nu_{r1}(B) & \nu_{zk}(B)\nu_{r2}(B) & \dots & \nu_{zk}(B)\nu_{rk}(B) \end{pmatrix}$$

y

$$\nu_r(B)\nu_z(B) = (\nu_{r1}(B), \nu_{r2}(B), \dots, \nu_{rk}(B)) \cdot \begin{pmatrix} \nu_{z1}(B) \\ \vdots \\ \nu_{zi}(B) \\ \vdots \\ \nu_{zk}(B) \end{pmatrix} =$$

$$\nu_{r1}(B)\nu_{z1}(B) + \nu_{r2}(B)\nu_{z2}(B) + \dots + \nu_{rk}(B)\nu_{zk}(B) = \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)$$

Por lo tanto:

$$1 - \nu_r(B)\nu_z(B) = 1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)$$

y

$$\frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} = \begin{pmatrix} \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix}$$

Entonces:

$$I + \frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} =$$

$$\begin{pmatrix} 1 + \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & 1 + \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \dots & 1 + \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix}$$

Dado que:

$$1 + \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} = \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)}$$

La expresión (III.25) se puede expresar como:

$$\begin{pmatrix} \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \cdots & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{z2}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \cdots & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \cdots & \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{zk}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} \quad (\text{III.26})$$

Así:

$$\Psi_r(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_r(B)^{-1} =$$

$$\begin{pmatrix} \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{z1}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \cdots & \frac{\nu_{z1}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{z2}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \cdots & \frac{\nu_{z2}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r1}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{zk}(B)\nu_{r2}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \cdots & \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{zk}(B)\nu_{rk}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \nu_{z1}(B) \\ \vdots \\ \nu_{zk}(B) \end{pmatrix} \cdot \pi_r(B)^{-1} \quad (\text{III.27})$$

La fila  $i$ -ésima de este producto de matrices queda:

$$\Psi_{ri}(B) = \left[ \frac{[(1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)) + \nu_{zi}(B)\nu_{ri}(B)] \nu_{zi}(B)}{1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} +$$

$$+ \left[ \sum_{l=1}^k \frac{\nu_{zi}(B)\nu_{zl}(B)\nu_{rl}(B)}{1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} \quad \forall l \neq i \quad (\text{III.28})$$

Y si no existe un efecto retroalimentación de la propia variable, es decir, si  $\nu_{ri}(B) = 0$ , entonces (III.28) se reduce a:

$$\Psi_{ri}(B) = \left[ \nu_{zi}(B) + \sum_{l=1}^k \frac{\nu_{zi}(B)\nu_{zl}(B)\nu_{rl}(B)}{1 - \sum_{h=1}^k \nu_{rh}(B)\nu_{zh}(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} \quad \forall l \neq i \quad (\text{III.29})$$

---

# Capítulo IV

## Consumo y Mercado Inmobiliario

---

### IV.1. Introducción

En este capítulo se analiza el papel de las viviendas en la economía española. Para ello, se utiliza el MRC propuesto en el capítulo (III) junto con las variables relevantes de los modelos de acelerador financiero. Esta metodología permite identificar y estimar las funciones de respuesta del consumo, la riqueza residencial y el precio de las viviendas a una perturbación permanente, unitaria, en el nivel de los tipos de interés.

Además, como se demuestra en el capítulo (III), el MRC permite descomponer la respuesta final del consumo en dos: (1) la respuesta directa, relacionada con el encarecimiento del crédito y (2) la respuesta indirecta relacionada tanto con las variaciones en la riqueza residencial como con las variaciones en el precio de la vivienda.

A diferencia de los trabajos de ciclo vital, en este capítulo la riqueza residencial es considerada como una variable endógena, que puede mantener relaciones de retroalimentación con el resto de variables del conjunto de información de los agentes. A diferencia de los trabajos de acelerador financiero, en este trabajo se descompone el efecto total de la riqueza residencial en: (1) Un efecto debido al aumento de la cantidad de nuevas viviendas y (2) un efecto debido al aumento del valor de las mismas.

En el análisis empírico se ha prestado especial atención a las propiedades estadísticas de las series temporales utilizadas, esto es, órdenes de integración,

existencia de relaciones de cointegración, efectos de posibles valores extremos, presencia de retroalimentación, etc.

Todas estas propiedades, sin necesidad de restringir ninguna, se han incorporado al modelo teórico que admite una representación multivariante estocástica del tipo VAR. Dicha representación puede ser estimada de forma consistente a partir del correspondiente modelo empírico y como se ha descrito en el capítulo (III).

Una vez estimadas las respuestas de las variables se concluye que una perturbación permanente, de un punto porcentual, en el tipo de interés, produce una caída permanente en el consumo, en el crecimiento de la riqueza residencial y en la inflación residencial. Además, al analizar los componentes de la respuesta del consumo, se observa que el efecto final del tipo sobre el consumo (una caída del 1,31 %) se puede descomponer en una caída del 0,53 % debida al efecto directo ocasionado por el encarecimiento del crédito, una caída del 0,96 %, debido al descenso en la riqueza residencial, una caída del 0,48 % debido al efecto garantía del precio de las viviendas sobre el consumo y un aumento del 0.66 % debido al efecto de retroalimentación (bajada de tipos por parte del Banco Central ante la caída de la inflación).

## **IV.2. Marco teórico de referencia conceptual: Adaptación al papel de la vivienda**

En esta sección se adapta el MRC propuesto en el capítulo anterior al propósito de este capítulo.

Como se vio en el capítulo (III), se consideran dos tipos de agentes en esta economía, los agentes del Sector privado y el Banco Central. En este caso se supone que las variables que determinan, en cada periodo, los agentes privados son: el nivel de consumo ( $C_t$ ), la riqueza residencial ( $W_t$ ) y el precio de las viviendas ( $PV_t$ ).

Con objeto de facilitar la integración, modelo teórico-modelo empírico, supondremos que el vector  $z_t$  que determinan los agentes privados es  $z_t =$

$(c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t)^{11}$  donde las variables en minúsculas denotan el logaritmo de los niveles de las correspondientes variables en mayúsculas, con  $\nabla = 1 - B$ , donde  $B$  denota el operador racional de retardos.

Por otro lado, se supone que el Banco Central determina en cada periodo el nivel de los tipos de interés  $(r_t)^{12}$ . Tanto los agentes privados como el Banco Central conocen, al principio del periodo, los valores pasados de todas las variables. Sin embargo, mientras que los agentes privados fijan  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  conociendo el nivel del tipo de interés para el período “t”, el Banco Central determina el tipo de interés sin conocer los valores de  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ .

La selección de las variables relevantes que integrarán el conjunto de información de los agentes en este modelo, es similar a la que se realiza en los típicos modelos de acelerador financiero. Más concretamente, el comportamiento de los agentes privados viene representado a partir de la ecuación (III.1) donde  $\nu_z(B) = (\nu_c(B), \nu_w(B), \nu_{pv}(B))'$  es un vector (3x1) de funciones de transferencia estables. Cada una de ellas recoge la respuesta unidireccional del tipo de interés en el consumo, la riqueza residencial y el precio de las viviendas;  $\epsilon_{zt}$  es un vector (3x1) de errores que toma la forma:  $\epsilon_{zt} = (\epsilon_{ct}, \epsilon_{wt}, \epsilon_{pvt})'$ . Por último  $\alpha_{zt} = (\alpha_{ct}, \alpha_{wt}, \alpha_{pvt})'$  es un vector ruido blanco, con matriz de covarianzas contemporáneas  $\Sigma_z$ .

El comportamiento del Banco Central sigue la representación mostrada en la ecuación (III.2) donde  $\nu_r(B) = (\nu_{rc}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rpv}(B))$ , es un vector (1x3) de funciones de transferencia. Dichas funciones recogen los efectos de retroalimentación, es decir, la respuesta del tipo ante cambios en el consumo, la riqueza residencial y el precio de las viviendas. La variable aleatoria escalar  $\epsilon_{rt}$  sigue un proceso univariante general del tipo AR(p), donde  $\pi_r(B)$  es un polinomio escalar cuyas raíces pueden estar sobre el círculo unidad y  $\alpha_{rt}$  es un ruido blanco escalar, con varianza  $\sigma_r^2$  y distribución

<sup>11</sup>En realidad no es necesario suponer que los agentes eligen  $\nabla w_t$  o  $\nabla pv_t$  en vez de  $w_t$  o  $pv_t$ . El motivo de mantener dicho supuesto es nuestro deseo de trabajar con un vector  $z_t$  de variables integradas de orden 1, [I(1)], ya que tanto  $w_t$  como  $pv_t$  son I(2).

<sup>12</sup>En el caso del tipo de interés la minúscula denota  $r_t = \ln(1 + R_t)$



independiente de los elementos de  $\alpha_{zt}$ .

Es importante destacar que la restricción  $\nu_{rc}(0) = \nu_{rw}(0) = \nu_{pv}(0) = 0$  consecuencia del supuesto realizado sobre el conjunto de información del Banco Central, así como el supuesto de independencia entre  $\alpha_{rt}$  y  $\alpha_{zt}$ , constituyen restricciones suficientes para identificar los parámetros del modelo teórico.

La adaptación del modelo teórico completo visto en el capítulo (III), al conjunto de variables de este capítulo, se presenta en (IV.1), junto con la matriz de covarianzas contemporáneas residual que se presenta en (IV.2)

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(B) & \pi_{12}(B) & \pi_{13}(B) & \pi_{14}(B) \\ \pi_{21}(B) & \pi_{22}(B) & \pi_{23}(B) & \pi_{24}(B) \\ \pi_{31}(B) & \pi_{32}(B) & \pi_{33}(B) & \pi_{34}(B) \\ -\pi_r(B)\nu_{rc}(B) & -\pi_r(B)\nu_{rw}(B) & -\pi_r(B)\nu_{pv}(B) & \pi_r(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{ct} \\ \alpha_{wt} \\ \alpha_{pvt} \\ \alpha_{rt} \end{bmatrix} \quad (IV.1)$$

Donde:

$$\begin{aligned} \pi_{14}(B) &= -[\pi_{11}(B)\nu_c(B) + \pi_{12}(B)\nu_w(B) + \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B)] \\ \pi_{24}(B) &= -[\pi_{21}(B)\nu_c(B) + \pi_{22}(B)\nu_w(B) + \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B)] \\ \pi_{34}(B) &= -[\pi_{31}(B)\nu_c(B) + \pi_{32}(B)\nu_w(B) + \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B)] \end{aligned}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_b^2 \end{bmatrix} \quad (IV.2)$$

Por último, la matriz  $V$  de efectos instantáneos, que permite pasar del modelo estimado al modelo ortogonalizado, tiene la forma:

$$\Pi_y(0) = V = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & -\nu_{c0} \\ 0 & 1 & 0 & -\nu_{w0} \\ 0 & 0 & 1 & -\nu_{pv0} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (IV.3)$$

donde  $\nu_{z0} = (\nu_{c0}, \nu_{w0}, \nu_{pv0})'$  es el vector de efectos contemporáneos de  $r_t$  sobre  $z_t$ .

#### *Funciones de respuesta al impulso*

A partir de la ecuación (III.9) se obtienen las funciones de respuesta al impulso:

$$\Psi_r(B) = \begin{pmatrix} \Psi_{rc}(B) \\ \Psi_{rw}(B) \\ \Psi_{rpv}(B) \end{pmatrix} \quad (IV.4)$$

Las secuencias de coeficientes asociadas con los elementos de  $\Psi_r(B)$  en (IV.4) son las funciones de respuesta de  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  ante un impulso en  $\alpha_{rt}$ , es decir  $\partial z_{t+j}/\partial \alpha_{rt}$  para  $j = 0, 1, 2, \dots$ . Estas funciones miden los efectos de una perturbación unitaria en  $r_t$  sobre  $c_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ . La estimación de estas funciones es la clave para describir los efectos que el tipo de interés tiene en el consumo, el precio de las viviendas y la riqueza residencial.

Es importante notar que para analizar el efecto de los tipos no es necesario especificar un modelo estructural completo, tan sólo es necesario el modelo representado por (IV.1) y (IV.2). Sin embargo si se pretende calcular el efecto que una perturbación, en cualquiera de las variables que determina el sector privado, tiene sobre el resto de variables, será necesario hacer supuestos adicionales tendentes a la completa diagonalización de la matriz  $\Sigma_z$ .

#### *Descomposición de la respuesta del consumo*

Utilizando la metodología presentada en el capítulo (III) se descompone la respuesta del consumo ante un aumento del tipo de interés según muestra la ecuación (IV.5). Una demostración completa de la descomposición de los efectos para el caso particular de este capítulo puede consultarse en el apéndice (IV.A)

$$\Psi_{rc}(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_{pv}(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) \quad (IV.5)$$

Donde

$$\Gamma_c(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_w(B) + \frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_{pv}(B) \right]$$

es el efecto directo de los tipos de interés sobre el consumo.

La expresión:

$$\Theta_w(B) = -\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_w(B)$$

recoge el efecto indirecto unidireccional, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza residencial.

La expresión:

$$\Theta_{pv}(B) = -\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_p(B)$$

es el efecto indirecto unidireccional, de los tipos de interés en el consumo, a través del precio de las viviendas.

La expresión:

$$\Upsilon_{cw}(B) = \frac{\nu_c(B) \nu_w(B) \nu_{rw}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B) \nu_w(B) + \nu_{rpv}(B) \nu_{pv}(B)]}$$

recoge el efecto retroalimentación debido a la reacción de los tipos de interés ante variaciones en la riqueza residencial. Por último, la expresión:

$$\Upsilon_{cpv}(B) = \frac{\nu_c(B) \nu_{pv}(B) \nu_{rpv}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B) \nu_w(B) + \nu_{rpv}(B) \nu_{pv}(B)]}$$

recoge el efecto retroalimentación debido al precio de las viviendas.

### *Estrategia de Estimación*

Se especifica y estima un modelo multivariante estocástico para el conjunto de variables  $(c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t, r_t)'$ . A partir de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo estimado se estima la matriz  $V$  de la ecuación (IV.3). Una vez estimada  $V$ , se estiman el resto de parámetros del modelo propuesto en (IV.1) y (IV.2). Por último, utilizando la expresión (IV.5) se estima la función de respuesta al impulso así como sus componentes.

### IV.3. Análisis Empírico

#### IV.3.1. Análisis estadísticos previos: Datos, modelos univariantes y relaciones de cointegración

En este apartado se presenta un resumen de los datos utilizados, los resultados más importantes de los análisis univariantes y del análisis de cointegración. En el apéndice (IV.B) se presenta una descripción detallada de los datos así como de los análisis univariantes. En el apéndice (IV.C) se presenta una descripción detallada del estudio de las relaciones de cointegración.

Se usan datos anuales de la economía Española, para el periodo 1974-2002, de las siguientes variables: el consumo de los hogares ( $C_t$ ), el stock de capital residencial real neto ( $W_t$ ), el deflactor implícito de la riqueza residencial ( $PV_t$ ) y el tipo de interés MIBOR a 1 mes ( $R_t$ ). A partir de este momento las variables en minúscula denotan el logaritmo de las correspondientes variables.

Utilizando análisis gráficos y el test ADF se concluye que  $c_t$  y  $r_t$  son integradas de orden 1 (I(1)) mientras que  $w_t$  y  $pv_t$  son I(2). Un resumen de las estimaciones de los modelos univariantes se presenta en la tabla (IV.1). Un análisis de intervención concluye que la influencia de los valores anómalos es despreciable.

Tabla IV.1: Modelos Univariantes

variable <sup>a</sup>	$\phi$	$\mu$	$\sigma_a$ %	Q(4)
$\nabla c_t$	0,61 (0,12)	0,024 (0,007)	1.59	3.23
$\nabla^2 w_t$	0,56 (0,15)	-	0.21	2.11
$\nabla^2 pv_t$	-	-	3.87	3.85
$\nabla r_t$	-	-	2.3	2.46

<sup>a</sup>Nota: La especificación del modelo univariante para la serie estacionaria ( $z_t$ ) es  $(1 - \phi B)[z_t - \mu] = a_t$ . Las desviaciones típicas se presentan entre paréntesis;  $\sigma_a$  es la desviación típica residual y Q(4) es el estadístico de Ljung-Box para 4 retardos.

### *Cointegración*

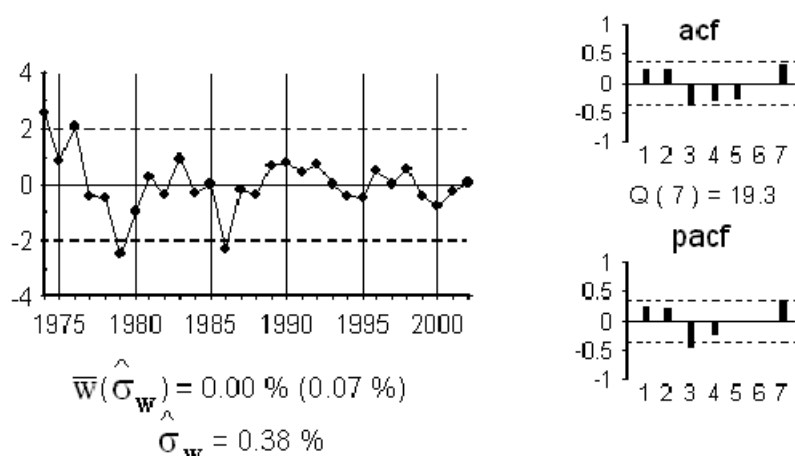
Para el estudio de las relaciones de cointegración en el vector de variables  $I(1) (c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t, r_t)'$  se utiliza el contraste de Johansen (1991) [30]. Dicho contraste muestra resultados extraños debido a la sensibilidad del mismo a los grados de libertad, por lo que se decide comparar resultados con los obtenidos por el método de Engle y Granger (1987) [17]. Se representan gráficamente las relaciones de cointegración obtenidas del contraste de Johansen y se evalúa su aspecto estacionario. Por el método de Engle y Granger (1987) se obtiene tan solo una relación de cointegración que coincide con una de las obtenidas por el método de Johansen, por lo que se concluye que dicha relación es una relación de cointegración. El resto de las relaciones obtenidas a través de Johansen no dan el perfil estacionario necesario y se excluyen como relaciones de cointegración.

La relación de cointegración obtenida, estimada por MCO (IV.6), se presenta en (IV.7) así como en el gráfico (IV.1).

$$\nabla w_t = \underset{(0,002)}{0,021} + \underset{(0,01)}{0,13} \nabla pv_t - \underset{(0,02)}{0,05} r_t + \xi_{1t} \quad (\text{IV.6})$$

$$ecm_t = \nabla w_t - 0,13 \nabla pv_t + 0,05 r_t \quad (\text{IV.7})$$

Es una relación estacionaria entre la tasa de crecimiento de la riqueza residencial, la tasa de crecimiento de los precios de las viviendas y el tipo de interés. Dicha relación puede interpretarse como la oferta de viviendas de esta economía, donde la construcción de nueva vivienda, aproximada por la tasa de crecimiento de la riqueza residencial, depende positivamente del incremento del precio de las viviendas y negativamente del tipo de interés.

Gráfico IV.1:  $ecm_t$ 

### IV.3.2. Modelo Multivariante Empírico

#### IV.3.2.1. Elección del orden del VAR

En la tabla (IV.2) se muestra el estadístico ratio de verosimilitudes (LR) para los diversos ordenes del VAR. El contraste LR sugiere un VAR(3) como modelo más adecuado.

Tabla IV.2: Ratio de verosimilitudes para la elección del orden del VAR

Orden <sup>a</sup>	0	1	2	3	4
LR	NA	159.65	37.79	26.02	22.95

<sup>a</sup>El estadístico LR se computa como  $LR = (T - m)(\log|\Omega_{l-1}| - \log|\Omega_l|)$  donde  $l$  es el orden del contraste. LR se distribuye como una chi-cuadrado de 16 grados de libertad. Los valores críticos para una chi-cuadrado de 16 grados de libertad son 23.54 al 90% y 26.3 al 95%.

Adicionalmente se calculan las funciones de correlaciones cruzadas (FCC) residuales, correspondientes a un VAR(2) y un VAR(3). Dichas funciones se presentan en las tablas (IV.3) y (IV.4).

Tabla IV.3: FCC residual - VAR(2)

retardos	$r_{11}$	$r_{12}$	$r_{13}$	$r_{14}$
1	-0.22	0.02	-0.05	0.09
2	-0.21	-0.21	0.20	0.20
3	0.32	0.07	0.01	-0.39*
4	-0.22	-0.04	0.01	0.09
5	-0.16	-0.42*	0.05	0.12
	$r_{21}$	$r_{22}$	$r_{23}$	$r_{24}$
1	-0.08	-0.16	-0.01	0.20
2	0.13	-0.10	0.02	-0.06
3	-0.11	-0.29	0.22	-0.10
4	-0.01	0.04	0.08	0.05
5	-0.07	-0.08	0.10	-0.13
	$r_{31}$	$r_{32}$	$r_{33}$	$r_{34}$
1	0.02	0.03	-0.01	-0.25
2	-0.29	-0.30	-0.12	-0.03
3	0.24	-0.10	-0.38*	0.15
4	0.11	0.43*	-0.14	0.14
5	-0.10	0.13	-0.01	0.17
	$r_{41}$	$r_{42}$	$r_{43}$	$r_{44}$
1	0.19	0.06	0.05	-0.05
2	0.12	0.32	-0.16	-0.26
3	-0.04	-0.25	0.21	0.08
4	0.20	-0.07	0.35	-0.26
5	0.04	0.18	-0.17	0.02

DT= $\frac{1}{\sqrt{T}} = 0,19$ . En \* significativos al 95 %

Algunas correlaciones cruzadas del VAR(2) presentan valores significativos que desaparecen en las correlaciones cruzadas del VAR(3).

#### IV.3.2.2. Modelo VEC

Utilizando la relación de cointegración (IV.6) se especifica, ecuación por ecuación, el correspondiente modelo VEC. La estimación se realiza en dos etapas. En la primera se estima la relación de cointegración,  $ecm_t = \nabla w_t - 0,13\nabla pv_t + 0,05r_t$  y posteriormente se estima el resto de parámetros de forma conjunta por mínimos cuadrados generalizados. Los resultados aparecen en la tabla (IV.5).

Tabla IV.4: FCC residual - VAR(3)

retardos	$r_{11}$	$r_{12}$	$r_{13}$	$r_{14}$
1	-0.28	-0.10	0.08	0.15
2	-0.16	0.02	-0.30	0.09
3	-0.05	-0.15	0.16	0.20
4	0.17	0.23	0.06	0.11
5	-0.04	-0.33	0.06	0.00
	$r_{21}$	$r_{22}$	$r_{23}$	$r_{24}$
1	0.00	-0.08	-0.03	0.31
2	-0.14	-0.23	-0.08	0.20
3	-0.16	-0.38*	-0.01	0.30
4	0.22	0.23	-0.03	-0.21
5	-0.05	0.06	0.01	-0.04
	$r_{31}$	$r_{32}$	$r_{33}$	$r_{34}$
1	0.05	0.09	-0.35	0.16
2	-0.27	-0.33	-0.13	-0.15
3	0.11	-0.17	-0.18	0.01
4	0.10	0.25	0.27	-0.13
5	-0.04	0.19	-0.15	0.16
	$r_{41}$	$r_{42}$	$r_{43}$	$r_{44}$
1	0.14	-0.11	0.03	-0.03
2	-0.24	-0.20	0.18	0.03
3	0.14	0.07	0.02	-0.33
4	-0.01	-0.04	-0.01	-0.16
5	-0.02	0.06	-0.14	0.04

DT= $\frac{1}{\sqrt{T}} = 0,20$ . En \* significativos al 95 %

La matriz de covarianzas se presenta en (IV.8).

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} 0,00013144710 & 0,00000601234 & 0,00011080650 & -0,00005728316 \\ 0,00000601234 & 0,00000157181 & 0,00000745951 & -0,00001053496 \\ 0,00011080650 & 0,00000745951 & 0,00051477440 & 0,00000739939 \\ -0,00005728316 & -0,00001053496 & 0,00000739939 & 0,00045522570 \end{pmatrix} \quad (\text{IV.8})$$



Tabla IV.5: Estimación del modelo VEC

variable dependiente	ecuaciones <sup>a</sup>			
	$\nabla c_t$	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	$\nabla r_t$
$\mu$	0,015 (0,004)		-0,12 (0,02)	
$ecm_{t-1}$			5,84 (1,16)	
$\nabla c_{t-1}$	0,47 (0,10)			
$\nabla^2 w_{t-1}$		0,35 (0,14)		
$\nabla^2 pv_{t-1}$	0,14 (0,07)			0,38 (0,13)
$\nabla r_{t-1}$	-0,16 (0,08)	-0,03 (0,01)		
$\nabla c_{t-2}$				
$\nabla^2 w_{t-2}$	2,31 (0,89)	0,23 (0,12)		
$\nabla^2 pv_{t-2}$				
$\nabla r_{t-2}$		-0,03 (0,01)		

<sup>a</sup>La tabla muestra los coeficientes estimados del modelo VEC donde cada columna representa una ecuación del mismo. Entre paréntesis se presentan las desviaciones típicas. El término *ecm* representa la relación de cointegración.

La correspondiente matriz de correlaciones instantáneas residuales es:

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,42 & 0,43 & -0,23 \\ 0,42 & 1,00 & 0,26 & -0,39 \\ 0,43 & 0,26 & 1,00 & 0,02 \\ -0,23 & -0,39 & 0,02 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (\text{IV.9})$$

El gráfico de residuos se presenta en (V.3) y las funciones de correlaciones cruzadas residuales en la tabla (IV.6). En ninguna de ellas se aprecian correlaciones significativas por lo que estos resultados sugieren que el modelo (IV.5) parece adecuado.

Tabla IV.6: FCC residual del modelo VEC

retardos	$r_{11}$	$r_{12}$	$r_{13}$	$r_{14}$
1	0.21	0.22	0.23	-0.06
2	0.13	0.02	0.18	0.08
3	0.03	-0.04	-0.06	-0.28
4	-0.30	-0.07	-0.18	0.02
	$r_{21}$	$r_{22}$	$r_{23}$	$r_{24}$
1	0.24	-0.08	0.17	-0.08
2	0.00	-0.18	0.33	0.00
3	-0.09	-0.10	-0.04	0.04
4	-0.12	-0.04	-0.25	-0.19
	$r_{31}$	$r_{32}$	$r_{33}$	$r_{34}$
1	0.35	0.18	0.21	-0.20
2	-0.08	0.08	0.02	-0.31
3	-0.08	-0.32	-0.31	-0.04
4	-0.18	-0.25	-0.17	0.09
	$r_{41}$	$r_{42}$	$r_{43}$	$r_{44}$
1	0.35	0.19	0.14	-0.05
2	-0.06	0.34	-0.06	-0.27
3	0.06	-0.08	0.24	0.08
4	0.23	-0.06	0.17	0.03

$DT = \frac{1}{\sqrt{T}} = 0,20$ . En \* significativos al 95 %

Por último, en la tabla (IV.7) se presentan las previsiones del modelo para las variables incluidas en el análisis. En dicha tabla se observa que el modelo predice una tasa de crecimiento del consumo a largo plazo del 2.8 %. El crecimiento de la riqueza residencial de equilibrio a largo plazo se sitúa en el 2.9 % y la inflación residencial de equilibrio en el 8.3 %. Las previsiones del modelo parecen razonables.

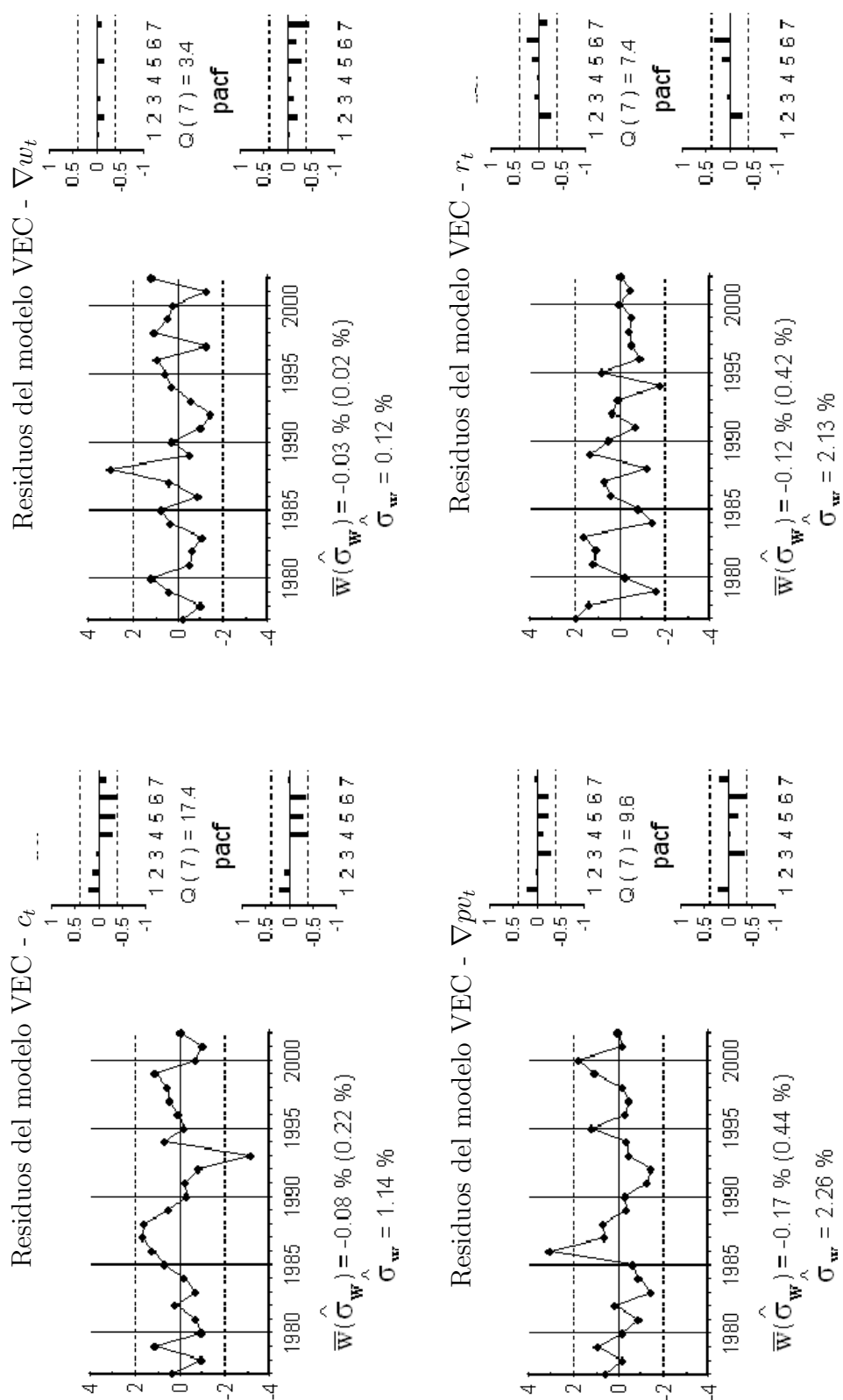


Gráfico IV.2: Residuos del modelo

Tabla IV.7: Función de previsión

años	$\nabla c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t$	$\nabla r_t$	$c_t$	$w_t$	$pv_t$	$r_t$
2003	0.027	0.028	0.069	-0.002	12.727	20.663	5.043	0.030
2004	0.031	0.029	0.072	0.001	12.758	20.691	5.115	0.032
2005	0.030	0.029	0.077	0.001	12.788	20.720	5.192	0.033
2006	0.031	0.029	0.080	0.002	12.820	20.749	5.272	0.035
2007	0.031	0.029	0.083	0.001	12.851	20.779	5.355	0.036
2008	0.030	0.029	0.085	0.001	12.881	20.808	5.440	0.037
2009	0.029	0.029	0.085	0.001	12.910	20.837	5.525	0.037
2010	0.029	0.029	0.085	0.000	12.939	20.866	5.610	0.038
2011	0.028	0.029	0.085	0.000	12.967	20.895	5.695	0.038
2012	0.028	0.029	0.084	0.000	12.995	20.924	5.779	0.037
2013	0.028	0.029	0.084	0.000	13.023	20.953	5.862	0.037
2014	0.028	0.029	0.083	0.000	13.051	20.982	5.946	0.037
2015	0.028	0.029	0.083	0.000	13.079	21.011	6.029	0.037
2016	0.028	0.029	0.083	0.000	13.107	21.040	6.112	0.037
2017	0.028	0.029	0.083	0.000	13.135	21.069	6.195	0.037
2018	0.028	0.029	0.083	0.000	13.163	21.098	6.279	0.037
2019	0.028	0.029	0.083	0.000	13.192	21.127	6.362	0.037
2020	0.028	0.029	0.083	0.000	13.220	21.156	6.445	0.037

El modelo de la tabla (IV.5), una vez expresado como un VAR no estacionario sobre las variables del vector  $z_t$ , resulta ser la versión estimada del modelo normalizado (III.7). La matriz de covarianzas mostrada en (IV.8) es justamente la versión estimada de (III.8). A partir de dicha matriz de covarianzas se puede estimar la matriz  $V$  con la que ortogonalizar el modelo.

$$V = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0,126 \\ 0 & 1 & 0 & 0,023 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (\text{IV.10})$$

Premultiplicando por  $V$  la versión VAR del modelo de la tabla (IV.5) se obtiene una versión del modelo ortogonalizado presentado en la ecuación (IV.1). Dicho modelo se presenta en la tabla (IV.8).

Tabla IV.8: Modelo VEC Ortogonalizado				
variable dependiente	ecuaciones			
	$\nabla c_t$	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	$\nabla r_t$
$\mu$	0,015		-0,12	
$ecm_{t-1}$			5,84	
$\nabla c_{t-1}$	0,47			
$\nabla^2 w_{t-1}$		0,35		
$\nabla^2 pv_{t-1}$	0,19	0,01		0,38
$\nabla r_{t-1}$	-0,16	-0,03		
$\nabla c_{t-2}$				
$\nabla^2 w_{t-2}$	2,31	0,23		
$\nabla^2 pv_{t-2}$				
$\nabla r_{t-2}$		-0,03		
$\nabla r_t$	-0,13	-0,02		

Por otro lado, se presenta en (IV.11) la matriz diagonal por bloques de correlaciones contemporáneas residuales. Dicha matriz corresponde a la matriz de varianzas y covarianzas (IV.2).

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,36 & 0,44 & 0,00 \\ 0,36 & 1,00 & 0,28 & -0,02 \\ 0,44 & 0,28 & 1,00 & 0,01 \\ 0,00 & -0,02 & 0,01 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (IV.11)$$

El modelo VEC ortogonalizado estimado en (IV.8) se puede representar como:

$$\begin{pmatrix} (1 - 1,47B)\nabla & -2,31B^2\nabla & -0,19B\nabla & (0,126 + 0,126B)\nabla \\ 0,00 & (1 - 0,352B - 0,226B^2)\nabla & -0,01B\nabla & (0,023 + 0,03B + 0,03B^2)\nabla \\ 0,00 & -5,84B & 1 - 0,24B & -0,29B \\ 0,00 & 0,00 & -0,38B\nabla & 1 - B \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ r_t \end{pmatrix} =$$

$$\begin{pmatrix} 0,015 \\ 0 \\ -0,12 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{c_t} \\ \epsilon_{w_t} \\ \epsilon_{pv_t} \\ \epsilon_{r_t} \end{pmatrix} \quad (\text{IV.12})$$

El modelo empírico presentado en (IV.12) es justamente la estimación del modelo teórico presentado en (IV.1). La matriz de covarianzas que se obtendría de la matriz de correlaciones estimada en (IV.11) es justamente la matriz de covarianzas del modelo teórico presentada en (IV.2).

A partir de los polinomios estimados podemos encontrar las funciones de transferencia  $\nu_i(B)$  del modelo original. Los polinomios  $\pi_{ij}(B)$  y  $\Gamma_i(B)$  se obtienen directamente de las posiciones correspondientes en el modelo. Por lo tanto, para obtener los  $\nu_i(B)$ , a partir de las posiciones (1,4), (2,4) y (3,4) del modelo teórico se usa el sistema de ecuaciones mostrado en (IV.13).

$$\begin{aligned} -\pi_{11}(B)\nu_c(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B) &= \Gamma_c(B) \\ -\pi_{21}(B)\nu_c(B) - \pi_{22}(B)\nu_w(B) - \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B) &= \Gamma_w(B) \\ -\pi_{31}(B)\nu_c(B) - \pi_{32}(B)\nu_w(B) - \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B) &= \Gamma_{pv}(B) \end{aligned} \quad (\text{IV.13})$$

La solución a dicho sistema, compatible determinado, son los polinomios  $\nu_c(B)$ ,  $\nu_w(B)$  y  $\nu_{pv}(B)$ . Las soluciones se han obtenido a partir del programa de cálculo numérico y simbólico “Mathcad”. Dichos polinomios se presentan en (IV.14), (IV.15) y (IV.16)

$$\nu_c(B) = \frac{-0,126 - 0,087B + 0,10B^2 - 0,09B^3 - 0,10B^4 + 0,02B^5}{1 - 1,06B + 0,08B^2 + 0,14B^3 - 0,025B^4} \quad (\text{IV.14})$$

$$\nu_w(B) = \frac{-0,023 - 0,024B - 0,02B^2 + 0,007B^3}{1 - 0,59B - 0,19B^2 + 0,054B^3} \quad (\text{IV.15})$$

$$\nu_{pv}(B) = \frac{0,16B - 0,28B^2 - 0,24B^3}{1 - 0,59B - 0,19B^2 + 0,054B^3} \quad (\text{IV.16})$$

Por último, a partir de los resultados del modelo ortogonalizado estimado en (IV.8) se puede hacer una primera interpretación del modelo.

El modelo muestra la presencia de relaciones dinámicas entre todas las variables. En la segunda ecuación se observa que cuando se produce una perturbación en los tipos de interés, la tasa de crecimiento de la riqueza residencial responde instantáneamente, sin embargo la tasa de crecimiento del precio de las viviendas tarda tres años en reaccionar. Como se ve en la tercera ecuación, los desajustes en la relación de cointegración afectan a la tasa de crecimiento del precio de las viviendas que se mueve para conseguir el nuevo equilibrio. La cuarta ecuación muestra que el tipo de interés no es estrictamente exógeno ya que se ve afectado por el precio de las viviendas. Si suponemos que la inflación residencial puede ser un indicador adelantado de la inflación general, la ecuación 4 reflejaría la reacción del Banco Central ante variaciones en esta última. Por último, la primera ecuación indica que el consumo no contribuye al equilibrio de la nueva situación ya que éste no afecta ni a la riqueza residencial ni a los precios de las viviendas, pero se ve afectado por la evolución de ellas y de los tipos de interés.

Por lo tanto, ante un aumento en el tipo de interés, se produce un desequilibrio entre  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ . Dicho desequilibrio se corrige con una caída instantánea de  $\nabla w_t$  y a partir de los tres años, con una caída de  $\nabla pv_t$ . El aumento del tipo, así como la caída de  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$  genera un nuevo equilibrio entre las variables del sector inmobiliario, con unos niveles de consumo inferiores a los iniciales. Dicho efecto se suaviza debido a la reacción del Banco Central que reduce los tipos de interés ante la caída de  $\nabla pv_t$ .

## IV.4. Funciones de respuesta al tipo de interés

A partir del modelo ortogonalizado (IV.1), cuya estimación se presentó en la tabla (IV.8), se calcula la función de respuesta al impulso (IV.4). Las funciones de respuesta al escalón, es decir, las funciones de respuesta a un aumento permanente unitario en los tipos de interés, se presentan en la tabla (IV.9).

Tabla IV.9: Respuestas ante una perturbación permanente unitaria en el tipo de interés

años	$\nabla c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t^a$	$\nabla r_t$	$ecm_t$	$c_t$	$w_t$	$pv_t$	$r_t$
0	-0.13	-0.02	0.00	1.00	0.03	-0.13	-0.02	0.00	1.00
1	-0.22	-0.06	0.00	0.00	-0.03	-0.35	-0.08	0.00	1.00
2	-0.13	-0.11	0.00	0.06	-0.05	-0.48	-0.20	0.00	1.06
3	-0.19	-0.14	-0.34	-0.07	-0.04	-0.67	-0.33	-0.34	0.99
4	-0.24	-0.16	-0.60	-0.12	-0.04	-0.90	-0.49	-0.94	0.87
5	-0.19	-0.17	-0.82	-0.10	-0.02	-1.10	-0.66	-1.76	0.77
6	-0.15	-0.17	-0.94	-0.08	-0.01	-1.25	-0.83	-2.70	0.69
7	-0.09	-0.16	-1.00	-0.05	0.00	-1.34	-0.99	-3.70	0.64
8	-0.05	-0.16	-1.01	-0.02	0.00	-1.39	-1.15	-4.72	0.62
9	-0.01	-0.15	-0.99	0.00	0.01	-1.40	-1.30	-5.71	0.62
10	0.02	-0.15	-0.96	0.01	0.01	-1.38	-1.46	-6.67	0.62
18	0.00	-0.15	-0.89	0.00	0.00	-1.31	-2.64	-13.84	0.66

<sup>a</sup>El efecto en el segundo periodo sobre  $\nabla pv_t$  estimado es 0.16 pero debido a que está dentro de las bandas de confianza no se puede rechazar que sea 0. En el tercer periodo el efecto es -0.07 que tampoco se puede rechazar que sea 0

Las bandas de confianza, obtenidas mediante el método de “bootstrap”, se presentan en la tabla (IV.10). Utilizando dicho método con 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral de las respuestas según el criterio de Efron y Tibshirani (1993) [16].

Como se observa en el gráfico (IV.3) así como en la tabla (IV.9) un aumento permanente en los tipos de interés no genera ningún efecto instantáneo en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas. De hecho, existe un tiempo muerto de dos años hasta que la inflación residencial empieza a reaccionar.

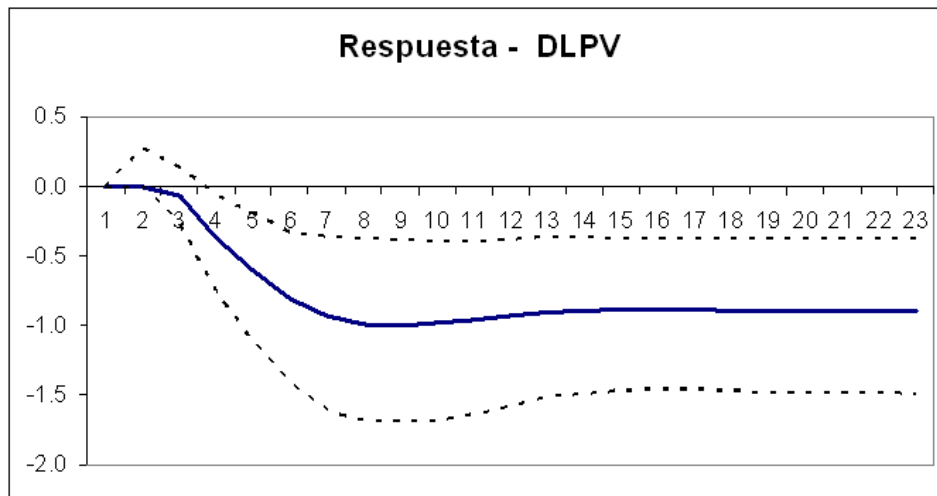


Tabla IV.10: Bandas de confianza para la ERF de  $r_t$ 

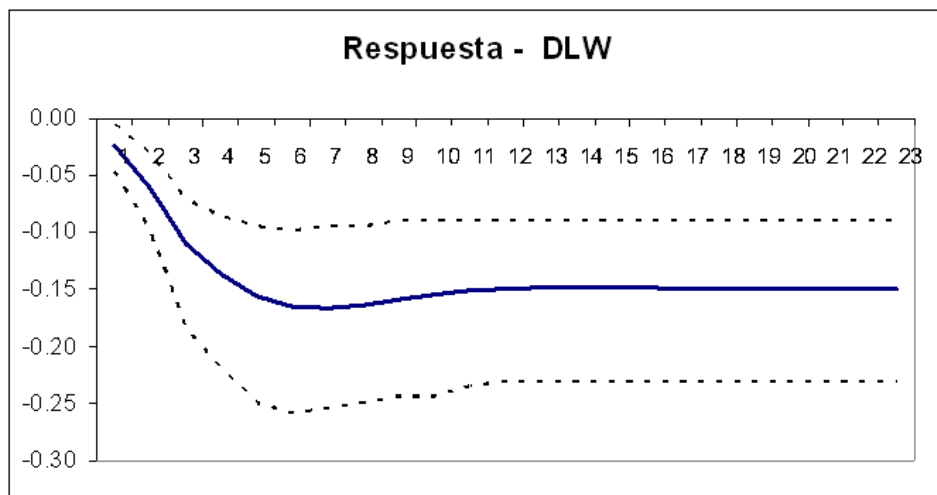
	$c_t$		$\nabla w_t$		$\nabla pv_t$		$r_t$	
años	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior
0	-0.29	0.09	-0.05	0.00	0.00	0.00	0.71	1.14
1	-0.75	0.05	-0.10	-0.03	0.00	0.27	0.71	1.14
2	-1.13	-0.02	-0.18	-0.07	-0.27	0.14	0.74	1.23
3	-1.49	-0.11	-0.22	-0.08	-0.75	-0.06	0.66	1.16
4	-1.92	-0.29	-0.25	-0.09	-1.12	-0.20	0.53	1.03
5	-2.29	-0.38	-0.26	-0.10	-1.42	-0.33	0.37	0.96
6	-2.57	-0.44	-0.25	-0.09	-1.60	-0.36	0.22	0.92
7	-2.83	-0.44	-0.25	-0.09	-1.68	-0.37	0.13	0.88
8	-2.96	-0.43	-0.24	-0.09	-1.67	-0.38	0.16	0.87
9	-3.00	-0.42	-0.24	-0.09	-1.67	-0.39	0.17	0.88
10	-2.97	-0.41	-0.23	-0.09	-1.64	-0.39	0.16	0.89
18	-2.92	-0.41	-0.23	-0.09	-1.46	-0.37	0.27	0.90

En el cuarto periodo se produce una caída de 0.34 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas y a partir de ese momento se produce una caída progresiva durante 6 periodos hasta 0.9 puntos porcentuales, donde se mantiene de forma permanente. La caída de los precios de las viviendas es constante situándose a los 18 años en el 13.84 %. Estos resultados implican que el precio de las viviendas es muy sensible a los tipos de interés apoyando las teorías que apuntan a las condiciones financieras como los componentes determinantes en el precio de las viviendas. Así, el aumento del precio de las viviendas desde mediados de los 90 vendría explicado en parte por la progresiva caída de los tipos de interés.

Como se observa en el gráfico (IV.4), así como en la tabla (IV.9), un aumento permanente en los tipos de interés genera una caída instantánea de la tasa de crecimiento de la riqueza residencial de 0.02 puntos porcentuales (pp). Dicha tasa, que se interpreta como la construcción de nueva vivienda, sigue cayendo hasta llegar a 0.15 pp que es la caída permanente a largo plazo. Al contrario que ocurría con la inflación residencial, cuya respuesta se prolongaba en el tiempo de forma progresiva, la respuesta de  $\nabla w_t$  se produce en pocos periodos. Así, en 3 años se produce el 70 % de la respuesta y en 4 años casi el 90 %, mostrando un ajuste relativamente rápido. La caída de la riqueza residencial, después de 18 años, se sitúa en el 3.54 %. Estos resultados indican

Gráfico IV.3:  $\nabla p_t$  ante una perturbación en  $r_t$ 

que la construcción es muy sensible a los tipos de interés, debido posiblemente a que las constructoras deben financiar el producto hasta su venta y éste tarda una media de dos años en acabarse.

Gráfico IV.4:  $\nabla w_t$  ante una perturbación en  $r_t$ 

Como se observa en la tabla (IV.9), un aumento permanente en los tipos de interés genera una caída transitoria en la tasa de crecimiento del consumo, ya que su respuesta se agota con el tiempo (16 años). Un aumento del tipo genera una caída instantánea del 0.13 %. Dicha caída se hace mayor en el periodo siguiente y tras un breve

repunte a los 5 años, la caída en la tasa de crecimiento del consumo se va reduciendo hasta hacerse 0.

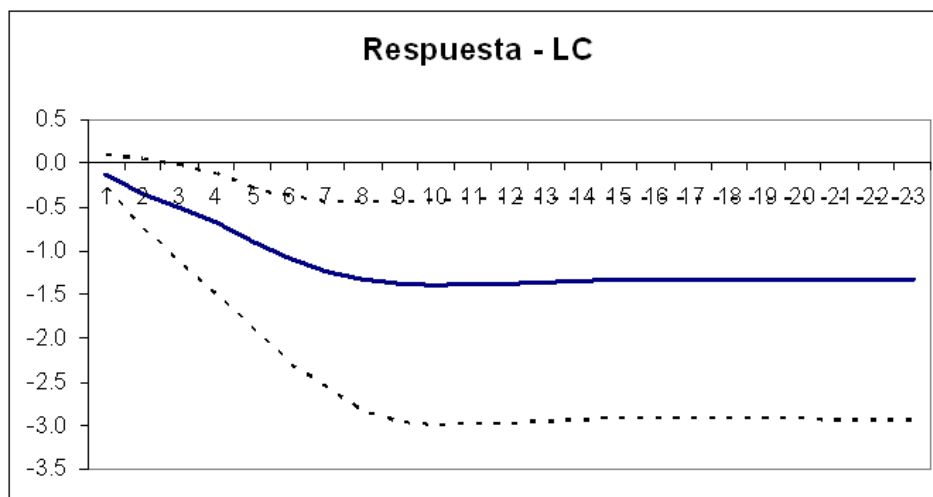


Gráfico IV.5:  $c_t$  ante una perturbación en  $r_t$

El consumo, como se observa en el gráfico (IV.5), se reduce de forma instantánea en un 0.13 %. La caída en el consumo aumenta de forma progresiva hasta situarse en el 1.31 %, a largo plazo. Respecto a la rapidez de la respuesta, se observa que en 5 años se produce el 68 % de la respuesta del consumo y en 7 años el 93 %, mostrando un ajuste mas bien lento. Por último, es importante notar que aunque a largo plazo el efecto sea una caída del 1.31 %, el hecho de que el tipo se sitúe en un aumento de tan solo el 0.66 % (en lugar del 1 %) hace que el efecto del consumo ante un aumento de un punto en el tipo de interés sea el 1,98 %. Dicha caída es similar a la reducción del consumo ocurrida en la crisis del año 1993 que se situó en el 2 %.

Los resultados anteriores son compatibles con la explicación económica siguiente: De forma instantánea el tipo de interés reduce el consumo debido a que se encarece el crédito. Además, un aumento en los tipos reduce la riqueza residencial de forma instantánea ya que se encarece la financiación para las empresas constructoras. En dos años se produce una caída de la tasa de crecimiento de los precios de la vivienda, debida a la reducción en la demanda. La caída de la tasa de crecimiento de los precios de las viviendas reduce aun más la construcción de nueva vivienda, a través de la oferta. El

comportamiento de la riqueza residencial y del precio de las viviendas tiene efectos sobre el consumo reduciéndolo todavía más. Sin embargo, a medida que se reduce el precio de las viviendas (y la inflación) el Banco Central empieza a bajar los tipos de interés generando un efecto positivo sobre el consumo. A medida que pasan los periodos, tanto los efectos negativos como los positivos se van agotando hasta que finalmente, la caída del consumo total es del 1.33 %, al cabo de 10 años.

Es importante notar que el carácter de las respuestas ante cambios permanentes en los tipos es debido a los órdenes de integración de las variables. Así, debido a que  $r_t$  es  $I(1)$ , un aumento permanente de  $r_t$  tiene efectos permanentes en  $c_t$  y transitorios en  $\nabla c_t$ . Debido a que tanto  $w_t$  como  $pv_t$  son  $I(2)$ , un aumento permanente en  $r_t$  tiene efectos permanentes en  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$ , así como en  $w_t$  y  $pv_t$ .

## IV.5. Estimación de los componentes de la respuesta del consumo

En este apartado se analiza el efecto del tipo de interés en el consumo, separando los distintos componentes de la respuesta. Así, el efecto del tipo se descompone en un efecto directo debido al encarecimiento del crédito y dos efectos indirectos, uno debido a las variaciones en la riqueza residencial y otro al precio de las viviendas. Este análisis permite concluir cuales son los factores mas importantes en la caída del consumo.

La ecuación (IV.17) muestra que la respuesta final del consumo,  $\Psi_{rc}(B)$ , se puede descomponer: (1) en un efecto directo de los tipos de interés en el consumo, representado por  $\Gamma_c(B)$  y (2) en un efecto indirecto a través del mercado inmobiliario que, a su vez, consta de varios componentes: (a) El efecto a través de la riqueza residencial, representado por  $\Theta_w(B)$ , (b) el efecto unidireccional del precio de las viviendas  $\Theta_p(B)$  (o efecto garantía) y (c) el efecto de retroalimentación sobre los tipos, representado por  $\Upsilon_{cp}(B)$ .

$$\Psi_{rc}(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) \quad (\text{IV.17})$$

Una vez estimados  $\nu_c(B)$ ,  $\nu_w(B)$  y  $\nu_{pw}(B)$  se estiman  $\Gamma_c(B)$ ,  $\Theta_w(B)$ ,  $\Theta_p(B)$  y  $\Upsilon_{cpv}(B)$ . Los resultados se presentan en la tabla (IV.11). Es importante notar que  $\Upsilon_{cw}(B)$  no aparece en la tabla, ya que debido a que la posición (4,2) del modelo estimado en (IV.12) es 0, entonces  $\nu_{rw}(B) = 0$  y por lo tanto  $\Upsilon_{cw}(B)$  también es 0.

Como comprobación adicional de los resultados numéricos se comparan la respuesta del consumo ante una perturbación en los tipos ( $\Psi_{rc}$ ) obtenida del modelo multivariante con la obtenida de la suma de los polinomios directos e indirectos y ambas coinciden.

Tabla IV.11: Consumo: Separación de efectos

años	$\Psi_{rc}$	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Upsilon_{cpv}$
0	-0.13	-0.13	0.00	0.00	0.00
1	-0.35	-0.38	0.00	0.03	0.00
2	-0.48	-0.43	-0.05	0.01	-0.01
3	-0.67	-0.42	-0.17	-0.06	-0.01
4	-0.90	-0.44	-0.33	-0.14	0.01
5	-1.10	-0.46	-0.46	-0.22	0.05
6	-1.25	-0.47	-0.59	-0.28	0.09
7	-1.34	-0.49	-0.68	-0.33	0.15
8	-1.39	-0.50	-0.75	-0.36	0.23
9	-1.40	-0.51	-0.81	-0.39	0.31
10	-1.38	-0.51	-0.84	-0.42	0.39
18	-1.31	-0.53	-0.96	-0.48	0.66

Como se observa en la tabla (V.8), el efecto que el tipo de interés tiene sobre el consumo a largo plazo, se puede descomponer en: (1) una caída del 0,53 % debida al efecto directo, (2) una caída del 0,96 % debida al papel de la riqueza residencial, (3) una caída del 0,48 % debida al efecto unidireccional del precio de las viviendas y (4) un aumento del 0.66 % debido al efecto retroalimentación generado también por el precio de las viviendas.

De forma mas detallada, se observa que si el tipo de interés aumenta de forma permanente en un 1 % se produce una caída directa e instantánea del consumo

del 0.13 %. En los próximos dos periodos, la caída directa del consumo aumenta progresivamente hasta situarse en el 0.43 %. Dicha caída supone el 80 % de la caída que genera el tipo, de forma directa, sobre el consumo y muestra como, la mayor parte del efecto, se produce en los dos primeros años.

A partir del tercer año, empieza la caída del consumo debida al mercado inmobiliario. Así, en dicho año se produce una caída del consumo debida a la riqueza residencial del 0.17 % y del precio de las viviendas del 0,06 %. En los periodos siguientes las caídas aumentan, llegando a ser, al cabo de 10 años, del 0.84 % y 0,42 %, respectivamente.

El efecto unidireccional queda parcialmente compensado con el efecto retroalimentación. Durante los primeros cuatro años no existe dicho efecto retroalimentación ya que los precios de las viviendas no reaccionan, sin embargo, a medida que el precio de las viviendas cae, el Banco Central baja los tipos de interés generando un aumento en el consumo. En el quinto periodo dicho aumento es del 0.05 %, efecto que sigue aumentando de forma progresiva hasta alcanzar los 0.66 puntos porcentuales a largo plazo.

Resumiendo, a corto plazo el efecto directo domina la mayor parte de la respuesta, mientras que a largo plazo, es el efecto indirecto el que tiene mayor importancia. Concretamente, de los efectos indirectos negativos que afectan al consumo, el efecto vía riqueza residencial es el de mayor importancia. El efecto garantía, debido al aumento en el precio de las viviendas, es la mitad del anterior. Por último, existe un efecto positivo sobre el consumo originado por el efecto retroalimentación que deberá repartirse proporcionalmente entre los efectos anteriormente mencionados.

## IV.6. Conclusiones

Usando datos de la economía española, se ha estimado el efecto que, sobre el consumo, la riqueza residencial y el precio de las viviendas, tiene un aumento

permanente en el tipo de interés.

Para ello se propone un modelo teórico que permite identificar las respuestas de las variables sin restringir ninguna de sus propiedades estadísticas. Dicho modelo teórico permite además, dividir la respuesta del consumo en tres: (1) la respuesta directa, relacionada con el encarecimiento del crédito al consumo, (2) la respuesta relacionada con la riqueza residencial y (3) la relacionada con el precio de la vivienda.

Desde un punto de vista cualitativo, un aumento permanente en los tipos de interés tiene un efecto permanente negativo sobre el consumo, la tasa de crecimiento de la riqueza residencial y la tasa de crecimiento del precio de las viviendas. Resultados, todos ellos, en la línea de la mayoría de los trabajos precedentes. Concretamente, un aumento permanente de un punto porcentual en los tipos genera:

(1) Una caída permanente en la tasa de crecimiento de la riqueza de 0,15 puntos porcentuales.

(2) Una caída permanente en la tasa de crecimiento de los precios de la vivienda de 0,9 puntos porcentuales. Este resultado explicaría en parte el aumento de los precios de las viviendas en España desde mediados de los 90.

(3) Una caída permanente del consumo de 1,33 puntos porcentuales. De ellos, 0,53 puntos se deben al efecto directo de los tipos sobre el consumo, vía encarecimiento del crédito, 0,96 puntos al efecto riqueza residencial, 0,48 puntos al efecto unidireccional del precio de la vivienda, vía disminución de la garantía y -0,66 puntos debidos al efecto de retroalimentación, positivo sobre el consumo, que traería consigo la reducción de tipos dictada por el Banco Central en respuesta a la moderación de los precios.

El componente más importante de la respuesta final del consumo es el de la riqueza residencial, seguido del componente directo y en menor medida del componente precios (garantía). A largo plazo, la caída del consumo se ve parcialmente compensada por la actuación del Banco Central.

## IV.A. Apéndice: Demostración de la descomposición de efectos - Mercado Inmobiliario

A partir del lema de la inversión de matrices:

$$(A - gh')^{-1} = \left( I + A^{-1} \frac{gh'}{1 - h'A^{-1}g} \right) A^{-1}$$

para  $A = I$ ,  $g = \nu_z(B)$  y  $h' = \nu_r(B)$ , se obtiene:

$$[I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1} = I + \frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \quad (\text{IV.18})$$

donde

$$\begin{aligned} \nu_z(B)\nu_r(B) &= \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{pmatrix} \cdot (\nu_{rc}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rpv}(B)) = \\ &= \begin{pmatrix} \nu_c(B)\nu_{rc}(B) & \nu_c(B)\nu_{rw}(B) & \nu_c(B)\nu_{rpv}(B) \\ \nu_w(B)\nu_{rc}(B) & \nu_w(B)\nu_{rw}(B) & \nu_w(B)\nu_{rpv}(B) \\ \nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B) & \nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B) & \nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B) \end{pmatrix} \end{aligned}$$

y

$$\begin{aligned} \nu_r(B)\nu_z(B) &= (\nu_{rc}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rpv}(B)) \cdot \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{pmatrix} = \\ &= \nu_{rc}(B)\nu_c(B) + \nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B) \end{aligned}$$

Por lo que

$$1 - \nu_r(B)\nu_z(B) = 1 - [\nu_{rc}(B)\nu_c(B) + \nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]$$



y

$$\frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} = \begin{pmatrix} \frac{\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix}$$

Entonces:

$$I + \frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} =$$

$$\begin{pmatrix} 1 + \frac{\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & 1 + \frac{\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & 1 + \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix}$$

Dado que:

$$1 + \frac{\nu_i(B)\nu_{ri}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} = \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_i(B)\nu_{ri}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)}$$

La expresión (IV.18) queda:

$$\begin{pmatrix} \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} \quad (IV.19)$$

La primera fila de la expresión:

$$\Psi_r(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_r(B)^{-1} =$$

$$\begin{pmatrix} \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)]+\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)]+\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{[1-\nu_r(B)\nu_z(B)]+\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1-\nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \end{pmatrix} \cdot \pi_r(B)^{-1}$$

(IV.20)

queda:

$$\Psi_{rc}(B) = \left[ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_c(B)\nu_{rc}(B)\nu_c(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} +$$

$$+ \left[ \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} + \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1}$$

Y si no existe un efecto retroalimentación del consumo, es decir, si  $\nu_{rc}(B) = 0$ :

$$\Psi_{rc}(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} + \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} \quad (IV.21)$$

y, con

$$1 - \nu_r(B)\nu_z(B) = 1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]$$

ya que  $\nu_{rc}(B) = 0$  se obtiene:

$$\Psi_{rc}(B) = \nu_c(B)\pi_r(B)^{-1} + \left[ \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]} \right] \pi_r(B)^{-1} +$$

$$+ \left[ \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]} \right] \pi_r(B)^{-1}$$

(IV.22)

La ecuación (IV.22) muestra que la respuesta  $\Psi_{rc}(B)$  se puede descomponer en

la suma de un efecto unidireccional representado por  $\nu_c(B)$  y la suma de un efecto de retroalimentación debido a la riqueza residencial representado por

$$\frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]}$$

y un efecto retroalimentación, debido al precio de las viviendas, representado por

$$\frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B)]}$$

Si al efecto retroalimentación debido a la riqueza residencial se le denomina  $\Upsilon_{cw}(B)$  y al efecto retroalimentación debido al precio de las viviendas se le denomina  $\Upsilon_{cpv}(B)$  entonces la respuesta del consumo al tipo de interés se puede escribir como aparece en la ecuación (IV.23)

$$\Psi_{rc}(B) = \nu_c(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) \quad (IV.23)$$

Por otro lado, como se observó en la sección (IV.2), el efecto directo del tipo sobre el consumo se obtiene a partir del modelo estructural y tiene la forma:

$$\Gamma_c(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B) + \frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B) \right] \quad (IV.24)$$

Por otro lado, se define el efecto unidireccional indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza residencial como

$$\Theta_w(B) = -\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B)$$

ya que  $\Theta_w(B)$  es la combinación de dos efectos: (1) el efecto del tipo sobre la riqueza residencial representado por  $\nu_w(B)$  y (2) el efecto de la riqueza residencial sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

Además, se define el efecto unidireccional indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través del precio de las viviendas como:

$$\Theta_{pv}(B) = -\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B)$$

ya que  $\Theta_{pv}(B)$  es la combinación de dos efectos: (1) el efecto del tipo sobre el precio de las viviendas representado por  $\nu_{pv}(B)$  y (2) el efecto del precio de las viviendas sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

Con las definiciones anteriores y sustituyendo en (IV.24) se obtiene (IV.25)

$$\nu_c(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) \quad (\text{IV.25})$$

Por último, sustituyendo (IV.25) en (IV.23) se obtiene (IV.26).

$$\Psi_{rc}(B) = [\Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B)]\pi_r(B)^{-1} \quad (\text{IV.26})$$

## IV.B. Apéndice: Análisis Univariantes

En este apéndice se presenta el análisis univariante detallado de las series utilizadas en este capítulo, es decir, del consumo, la riqueza residencial, el precio de las viviendas y el tipo de interés.

### *Consumo privado de los hogares*

Para medir el consumo privado se utiliza la serie “consumo de los hogares”. Es una serie construida por el INE, según la metodología SEC-95 que homogeiniza las cuentas anuales de los países de la UE. Se obtiene la serie a través del ministerio de Economía, en la web (<http://serviciosweb.meh.es/APPS/DGPE/BDSICE/Busquedas/busquedas.aspx>). La serie, medida en términos reales (euros de 1995), es anual y se alarga desde 1971 hasta 2004<sup>3</sup>.

El logaritmo de la serie se presenta en el gráfico (IV.6)

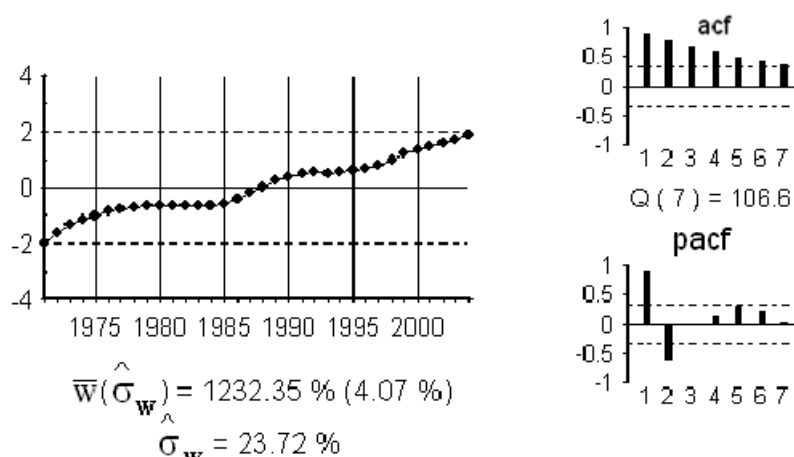
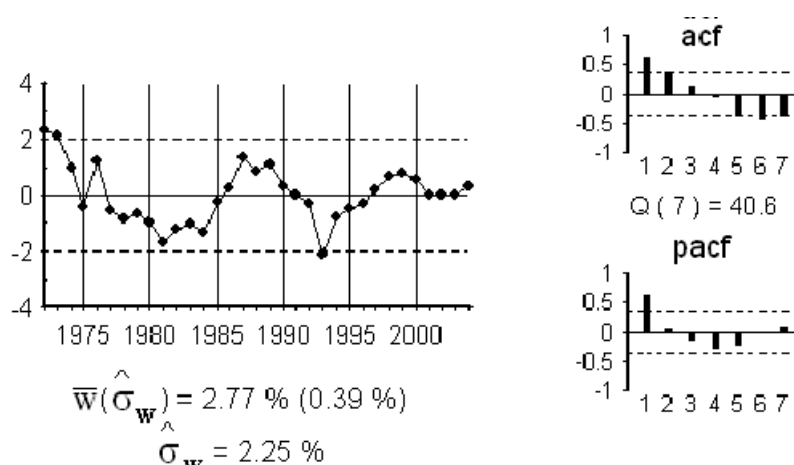


Gráfico IV.6:  $LnC_t$

La serie  $LnC_t$  presenta una clara tendencia, por lo que no es estacionaria. Se decide tomar una diferencia regular presentándose en el gráfico (IV.7) la serie  $\nabla LnC_t$ .

<sup>3</sup>Los datos con la metodología SEC-95 están disponibles hasta 1980. Los anteriores se construyen con la tasa de crecimiento de la variable Consumo Privado Nacional.

Gráfico IV.7:  $\nabla \text{Ln}C_t$ 

Para determinar el orden de integración de la serie  $\nabla \text{Ln}C_t$  se realiza el test Augmented Dicky Fuller (ADF). Los resultados se presentan en la tabla (IV.12). Debido a que el test ADF toma el valor -3.08 con un retardo, menor que -2.96, valor crítico al 95 % de confianza, se rechaza la presencia de raíz unitaria. Además, como se observa en el ACF y PACF del gráfico (IV.7), la serie  $\nabla \text{Ln}C_t$  sigue un proceso autoregresivo de orden 1.

Tabla IV.12: Test ADF para la serie  $\nabla \text{Ln}C_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-3.08	0.04	-3.66	-2.96	-2.62
2	-2.72	0.08	-3.67	-2.96	-2.62
3	-2.58	0.11	-3.68	-2.97	-2.62
4	-4.39	0.002	-3.68	-2.97	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado con constante pero sin tendencia					

Se especifica un modelo AR(1) para la serie  $\nabla \text{Ln}C_t$  y se presentan los resultados de la estimación en la ecuación (IV.27) y en la tabla (IV.13).

$$(1 - 0,61B)[\nabla \text{Ln}C_t - 0,024] = a_t \quad (\text{IV.27})$$

$(0,12)$ 
 $(0,007)$

Además, se presentan los residuos del modelo y el ACF y PACF residual en el gráfico (IV.8)). Como se observa en dicho gráfico los residuos son compatibles con un

Tabla IV.13: Resultados del modelo para  $\nabla \text{Ln}C_t$ 

Modelo para $\nabla \text{Ln}C_t$				
Q(4)	p-valor Q	$R^2$	$R^2$ ajustado	$\sigma_a$ (%)
3.23	0.36	0.45	0.43	1.59

proceso de ruido blanco por lo que el modelo estimado en (IV.27) es adecuado.

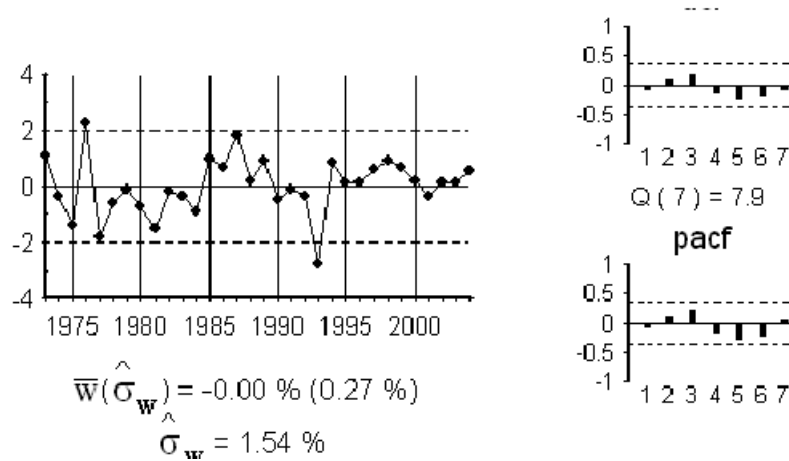


Gráfico IV.8: Residuo del modelo (IV.27)

#### *Consumo: Análisis de la influencia de valores anómalos*

Debido a que en las observaciones 1976 y 1993 de los residuos del modelo (IV.27) se aprecian valores anómalos, se repetirá el análisis univariante modelizando dichas observaciones. Los valores anómalos tiene la estructura de impulsos en la primera diferencia por lo que se modelizan y estiman escalones en el nivel de la serie. Los resultados de la estimación se presentan en el modelo (IV.28) junto con el gráfico de residuos que se presenta en (IV.9).

$$\begin{aligned}
 \text{Ln}C_t = & \underset{(0,009)}{0,04} \xi_t^{E/1976} - \underset{(0,009)}{0,04} \xi_t^{E/1993} + N_t \\
 & \underset{(0,10)}{(1 - 0,73B)} [\underset{(0,008)}{\nabla N_t - 0,022}] = a_t
 \end{aligned} \tag{IV.28}$$

En primer lugar se observa que las estimaciones de los escalones son significativas. Además, se observa que la estimación del parámetro autoregresivo no cambia demasiado y que los residuos siguen siendo adecuados. Para ver si los valores anómalos

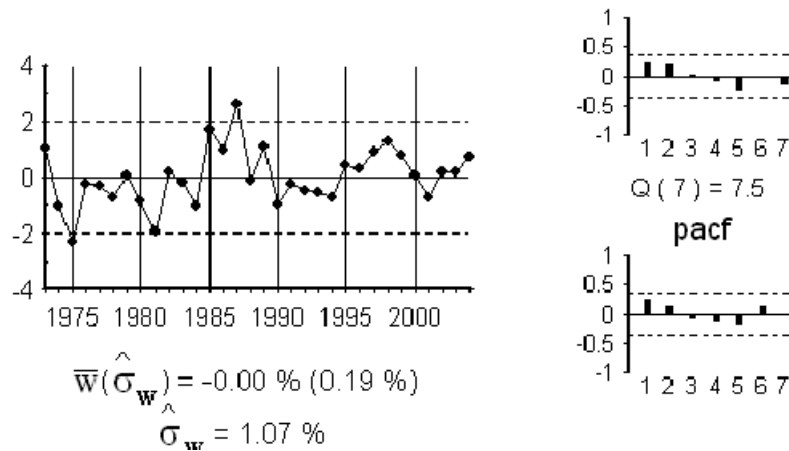


Gráfico IV.9: Residuo del modelo (IV.28)

influyen en el orden de integración del consumo se construye la serie  $LnC_t$ . Dicha serie representa el logaritmo del consumo “corregido”, es decir sin el efecto anómalo y se define como:

$$LnC_t = LnC_t + 0,037\xi_t^{E/1976} - 0,036\xi_t^{E/1993}$$

donde:

$$\xi_t^{E/1976} = \begin{cases} 1 & \text{si } t < 1976 \\ 0 & \text{si } t \geq 1976 \end{cases} \quad \xi_t^{E/1993} = \begin{cases} 1 & \text{si } t < 1993 \\ 0 & \text{si } t \geq 1993 \end{cases}$$

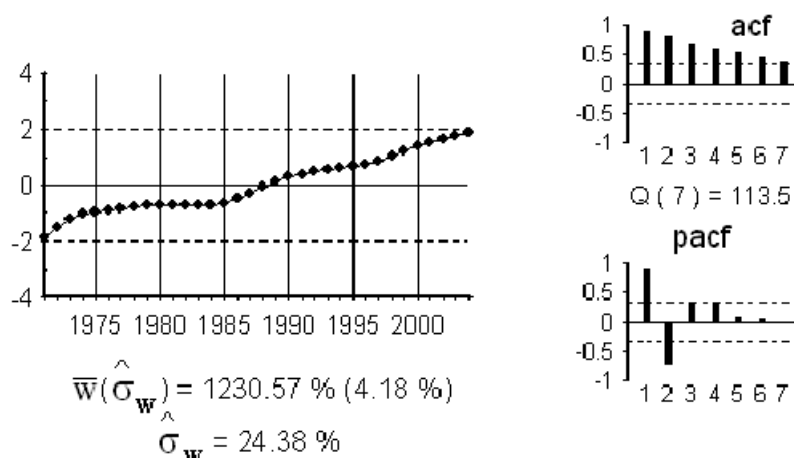
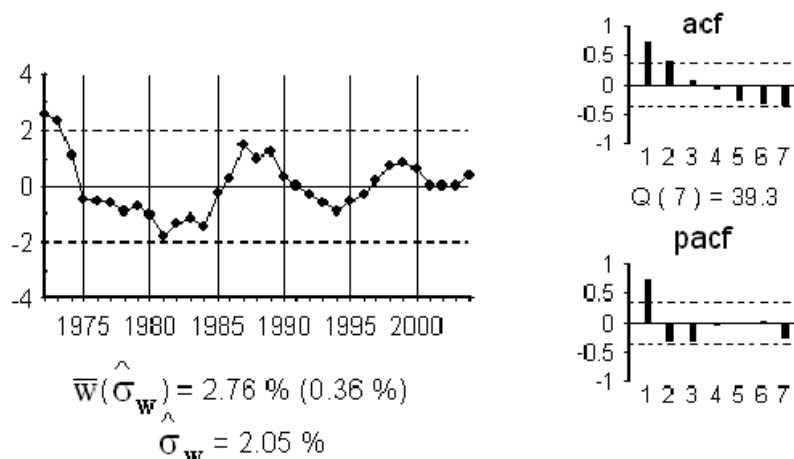
A continuación se presentarán los gráficos de la serie  $LnC_t$  (gráfico IV.10), su diferencia (gráfico IV.11) y el test ADF (tabla IV.14), para ver si la decisión del orden de integración se ve afectada por los anómalos.

Tabla IV.14: Test ADF para la serie  $\nabla LnC_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-3.48	0.015	-3.66	-2.96	-2.62
2	-3.30	0.024	-3.67	-2.96	-2.62
3	-2.42	0.14	-3.68	-2.97	-2.62
4	-2.36	0.16	-3.68	-2.97	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado con constante pero sin tendencia					

Tanto el análisis gráfico como los resultados del test son coincidentes con los del análisis univariante de la serie sin intervenir. Debido a que el valor del estadístico



Gráfico IV.10:  $LnCc_t$ Gráfico IV.11:  $\nabla LnCc_t$ 

toma valores inferiores al valor crítico, el test ADF muestra evidencia a favor de la estacionariedad de la serie  $\nabla LnCc_t$ . Por lo tanto se concluye que los valores anómalos no son influyentes.

### *La Riqueza Residencial*

Para medir la riqueza residencial se utiliza el stock de capital residencial real neto (millones de euros de 1995). Esta serie es anual y se alarga desde 1971 hasta 2002. Los datos son estimaciones realizadas por el IVIE y BBVA utilizando el método del inventario permanente [39]. Los datos se pueden obtener en la web

<http://www.ivie.es/banco/stock.php> así como en

<http://w3.grupobbva.com/TLFB/TLFB-01/-detalle-bases-datos5-CAS.htm>.

El logaritmo de la serie ( $LnW_t$ ) se presenta en el gráfico IV.12.

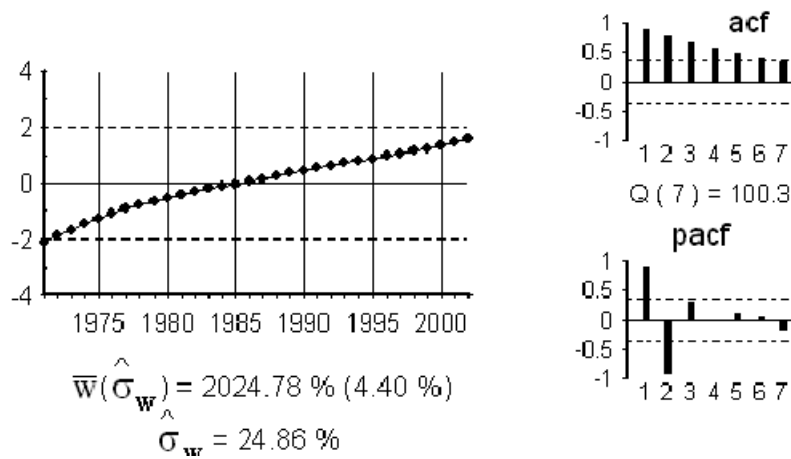


Gráfico IV.12:  $LnW_t$

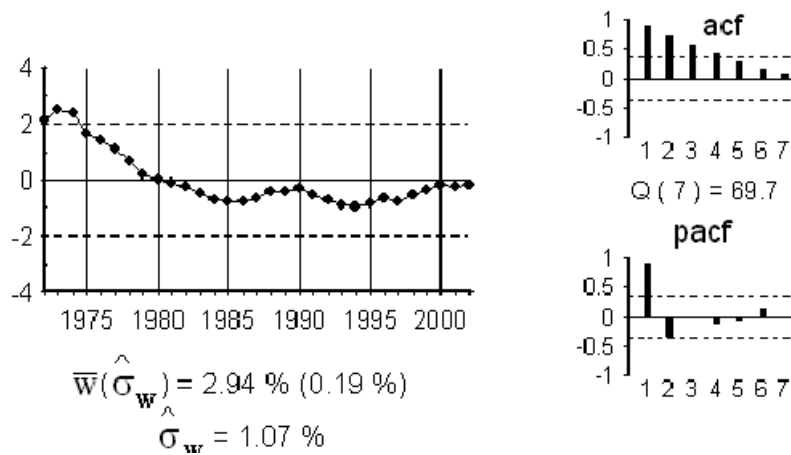


Gráfico IV.13:  $\nabla LnW_t$

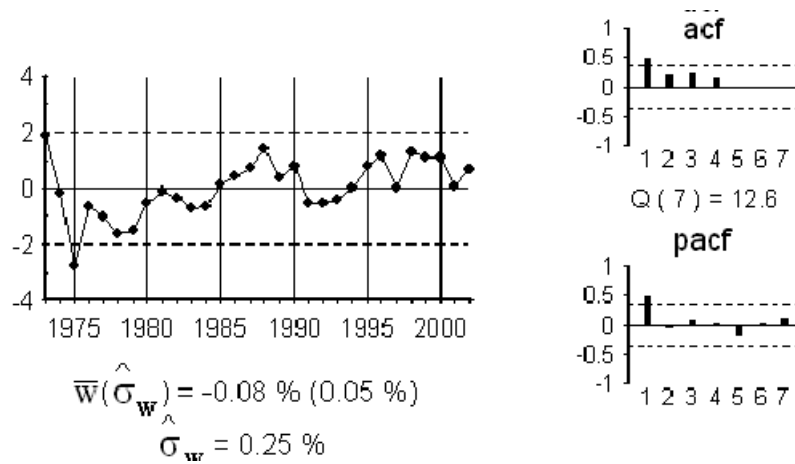
Al presentar una clara tendencia, se decide tomar una diferencia regular presentándose en el gráfico (IV.13) la serie  $\nabla LnW_t$  así como el ACF y PACF.

Para analizar el orden de integración, además del gráfico ACF en (IV.13), se presenta el test ADF en la tabla (IV.15).

Tabla IV.15: Test ADF para la serie  $\nabla \ln W_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-4.54	0.001	-3.68	-2.97	-2.62
2	-4.59	0.001	-3.68	-2.97	-2.62
3	-2.27	0.19	-3.70	-2.97	-2.63
4	-3.09	0.04	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado con constante y sin tendencia <sup>4</sup>					

Tanto el test ADF, que toma el valor -2.27, como el análisis gráfico presentan evidencia a favor de la existencia de una raíz unitaria en  $\nabla \ln W_t$ . Por lo tanto, se decide tomar una diferencia regular adicional y se presenta  $\nabla^2 \ln W_t$  en el gráfico (IV.14), junto con el test ADF en la tabla (IV.16) para determinar si dicha serie es estacionaria.

Gráfico IV.14:  $\nabla^2 \ln W_t$ Tabla IV.16: Test ADF para la serie  $\nabla^2 \ln W_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-2.32	0.02	-2.65	-1.950	-1.62
2	-2.19	0.03	-2.65	-1.950	-1.62
3	-1.71	0.08	-2.65	-1.950	-1.62
4	-2.18	0.03	-2.66	-1.950	-1.60
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante y sin tendencia					

Tanto el análisis gráfico de la serie  $\nabla^2 \text{Ln}W_t$  como el test ADF, con valores de -2.32 y -2.19 (uno y dos retardos) menores que -1.95, indican que esta serie es estacionaria. Además el ACF y PACF sugieren un proceso AR(1) para dicha variable. Los resultados se presentan en la ecuación (IV.29) y la tabla (IV.17), junto con el gráfico de residuos en (IV.15).

$$(1 - 0,56B)\nabla^2 \text{Ln}W_t = a_t \quad (IV.29)$$

(0,15)

Tabla IV.17: Resultados del modelo para  $\nabla^2 \text{Ln}W_t$

Modelo para $\nabla^2 \text{Ln}W_t$				
Q(4)	p-valor Q	$R^2$	$R^2$ ajustado	$\sigma_a$ (%)
2.11	0.549	0.216	0.216	0.21

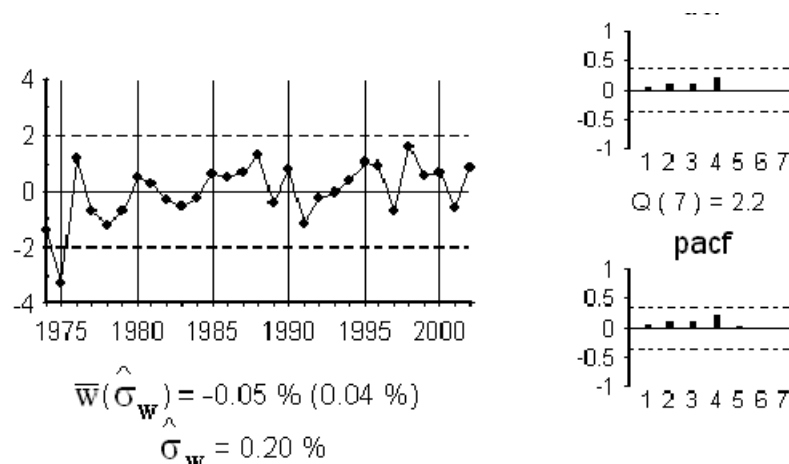


Gráfico IV.15: Residuo del modelo (IV.29)

Tanto los resultados del modelo estimado como el gráfico de residuos muestran que el modelo autoregresivo para  $\nabla^2 \text{Ln}W_t$  es adecuado.

#### *Riqueza residencial: Análisis de la influencia de valores anómalos*

En el gráfico de residuos (IV.15) del modelo para  $\nabla^2 \text{Ln}W_t$  se observan dos valores anómalos en 1973 y 1975<sup>5</sup>. Dichos valores tienen la estructura de impulsos en la segunda

<sup>5</sup>Debido al método de estimación empleado por Eviews, el residuo para 1973 no existe, sin embargo en el gráfico (IV.15) se observa como la serie  $\nabla^2 \text{Ln}W_t$  presenta un impulso en 1973

diferencia, por lo tanto son escalones en la primera diferencia y rampas en el nivel. Los resultados de la estimación<sup>6</sup> se presentan en la ecuación (IV.30) y el gráfico de residuos en (IV.17).

$$\begin{aligned} \ln W_t &= 0,005 \underset{(0,001)}{\xi_t^{R/1973}} - 0,006 \underset{(0,001)}{\xi_t^{R/1975}} + N_t \\ (1 - 0,71B) \underset{(0,12)}{\nabla^2 N_t} &= a_t \end{aligned} \quad (IV.30)$$

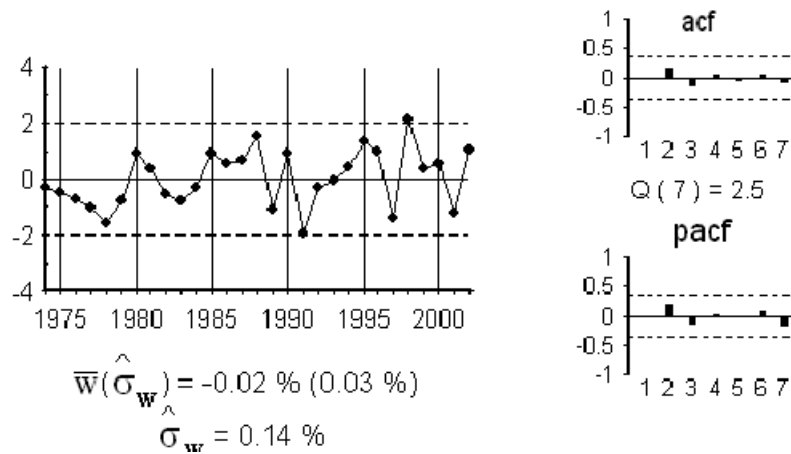


Gráfico IV.16: Residuo del modelo (IV.30)

Las estimaciones de los anómalos son significativas y la estimación del parámetro autoregresivo cambia algo, aunque no demasiado. Para ver si los valores anómalos influyen en el orden de integración de la riqueza residencial se construye la serie  $\nabla \ln W_{c_t}$ . Dicha serie representa el crecimiento del logaritmo de la riqueza “corregido”, es decir, sin el efecto anómalo y se define como:

$$\nabla \ln W_{c_t} = \nabla \ln W_t + 0,0047 \xi_t^{E/1973} - 0,0060 \xi_t^{E/1975}$$

$$\text{donde:} \quad \xi_t^{E/1973} = \begin{cases} 1 & \text{si } t < 1973 \\ 0 & \text{si } t \geq 1973 \end{cases} \quad \xi_t^{E/1975} = \begin{cases} 1 & \text{si } t < 1975 \\ 0 & \text{si } t \geq 1975 \end{cases}$$

<sup>6</sup>Existe un problema numérico en la estimación del impulso de 1973 ya que ocurre en la primera observación de la serie. Para solucionarlo se decide estimar el modelo por máxima verosimilitud.

Para ver si los valores anómalos influyen en el orden de integración de la variable  $\nabla \ln W_{c_t}$  se presenta el gráfico de dicha variable en (IV.17) y el test ADF en (IV.18).

Tabla IV.18: Test ADF para la serie  $\nabla \ln W_{c_t}$

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-2.80	0.07	-3.68	-2.97	-2.62
2	-3.04	0.04	-3.68	-2.97	-2.62
3	-3.16	0.03	-3.70	-2.97	-2.63
4	-3.19	0.03	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado con constante pero sin tendencia					

El test ADF, con un valor del estadístico de -3.16, muestra evidencia acerca de la no estacionariedad de  $\nabla \ln W_{c_t}$ .

Debido a que  $\nabla \ln W_{c_t}$  es no estacionaria se decide tomar una diferencia regular más. La serie  $\nabla^2 \ln W_{c_t}$  se presenta en el gráfico (IV.18), junto con los test ADF en la tabla (IV.19).

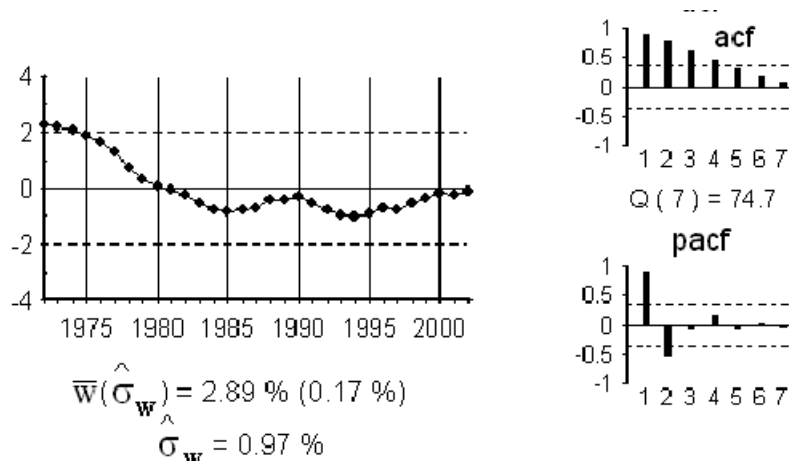
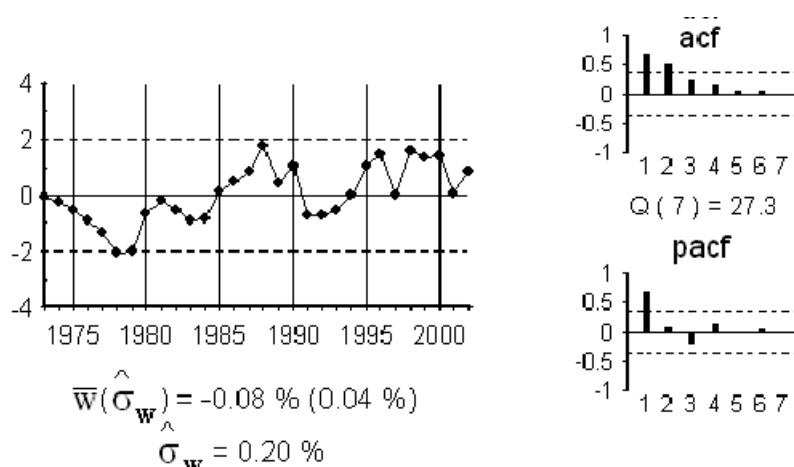


Gráfico IV.17:  $\ln W_{c_t}$

El análisis gráfico y el test ADF muestran evidencia a favor de que el modelo más adecuado para  $\ln W_{c_t}$  es un ARI(1,2). Por lo tanto, las observaciones anómalas no son influyentes.

Gráfico IV.18:  $\nabla \text{Ln} W_{c_t}$ Tabla IV.19: Test ADF para la serie  $\nabla^2 \text{Ln} W_t$ 

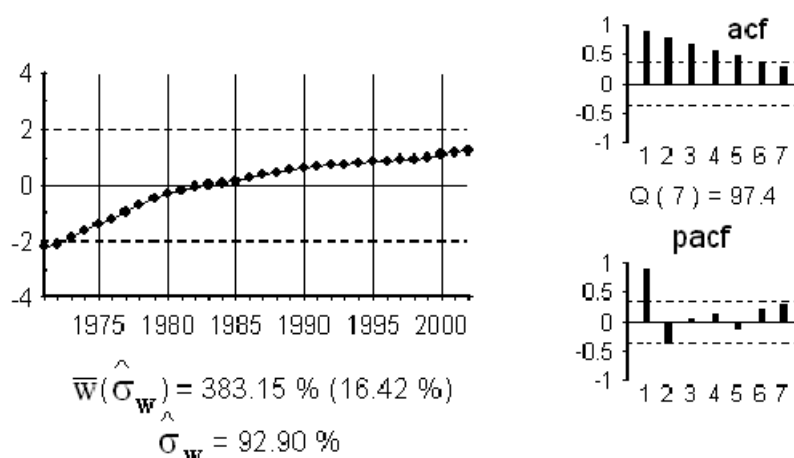
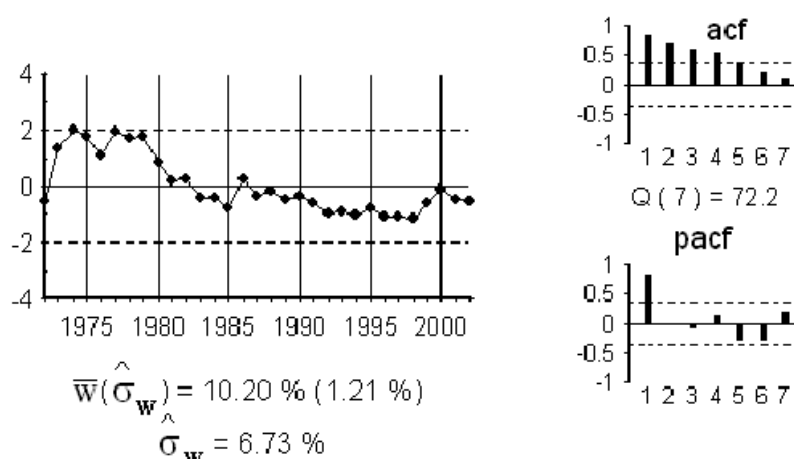
Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-1.74	0.08	-2.65	-1.950	-1.62
2	-1.95	0.05	-2.65	-1.950	-1.62
3	-1.60	0.10	-2.65	-1.950	-1.62
4	-1.64	0.09	-2.66	-1.950	-1.60
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante y sin tendencia					

*Precio de las Viviendas*

Para medir el precio de la vivienda se utiliza el deflactor implícito de la riqueza residencial, medido como el cociente entre el stock nominal y el real. Ambos datos se obtienen del IVIE y BBVA. El logaritmo de la serie ( $\text{Ln} PV_t$ ) se presenta en el gráfico (IV.19).

Esta serie presenta una clara tendencia, por lo que no es estacionaria. Se decide tomar una diferencia regular presentándose en el gráfico (IV.20) la serie  $\nabla \text{Ln} PV_t$  y el test ADF en la tabla (IV.20).

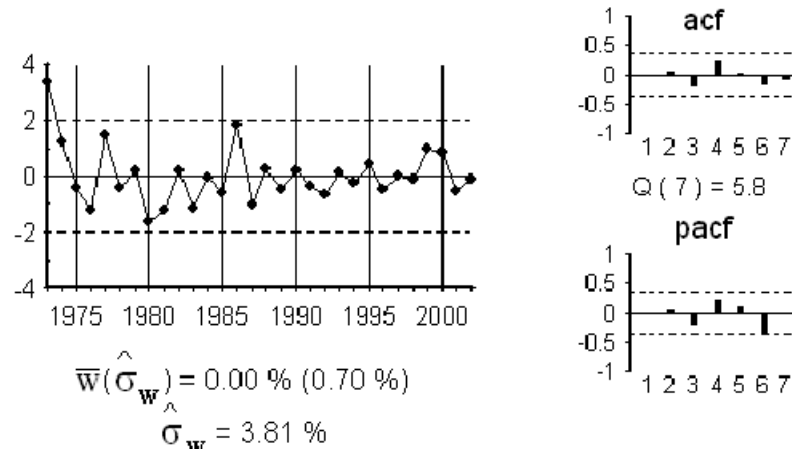
El gráfico de la serie  $\nabla \text{Ln} PV_t$ , el ACF y el test ADF presentan suficiente evidencia acerca de la no estacionariedad de dicha serie, por lo tanto se toma una diferencia regular adicional. La serie  $\nabla^2 \text{Ln} PV_t$  se presenta en el gráfico (IV.21)

Gráfico IV.19:  $LnPV_t$ Gráfico IV.20:  $\nabla LnPV_t$ Tabla IV.20: Test ADF para la serie  $\nabla LnPV_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-1.50	0.52	-3.68	-2.97	-2.62
2	-1.98	0.29	-3.68	-2.97	-2.62
3	-1.61	0.46	-3.68	-2.97	-2.62
4	-2.01	0.28	-3.71	-2.98	-2.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado con constante y sin tendencia <sup>7</sup>					

El test ADF, de la tabla (IV.21), indica que dicha serie es estacionaria ya que los valores -5.07, -3.95 (uno y dos retardos) son menores que -2.65, valor crítico al 99 % de confianza.



Gráfico IV.21:  $\nabla^2 \text{LnPV}_t$ Tabla IV.21: Test ADF para la serie  $\nabla^2 \text{LnPV}_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-5.07	0.000	-2.65	-1.95	-1.62
2	-3.95	0.000	-2.65	-1.95	-1.62
3	-1.94	0.005	-2.65	-1.95	-1.62
4	-1.91	0.005	-2.65	-1.95	-1.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante ni tendencia					

Como no hay estructura en el ACF/PACF de la segunda diferencia, el modelo definitivo para esta variable se presenta en la ecuación (IV.31). Algunos resultados estadísticos se presentan en la tabla (IV.22)

$$\nabla^2 \text{PV}_t = a_t \quad (\text{IV.31})$$

Tabla IV.22: Resultados del modelo para  $\nabla^2 \text{LnPV}_t$ 

Modelo para $\nabla^2 \text{LnPV}_t$				
Q(4)	p-valor Q	$R^2$	$R^2$ ajustado	$\sigma_a (\%)$
3.85	0.426	nan	nan	3.87

#### *Precio de las viviendas: Análisis de la influencia de valores anómalos*

Como se observa en el gráfico de residuos (IV.21), existe un valor anómalo en el año 1973. Ese valor anómalo tiene la estructura de impulso en la segunda diferencia,

por lo tanto una rampa en el nivel. Los resultados de la estimación se presentan en el modelo (IV.32) junto con el gráfico de residuos en (IV.22).

$$\begin{aligned} \ln PV_t &= 0,13 \xi_t^{R/1973} + N_t \\ &\quad (0,03) \\ \nabla^2 N_t &= a_t \end{aligned} \tag{IV.32}$$

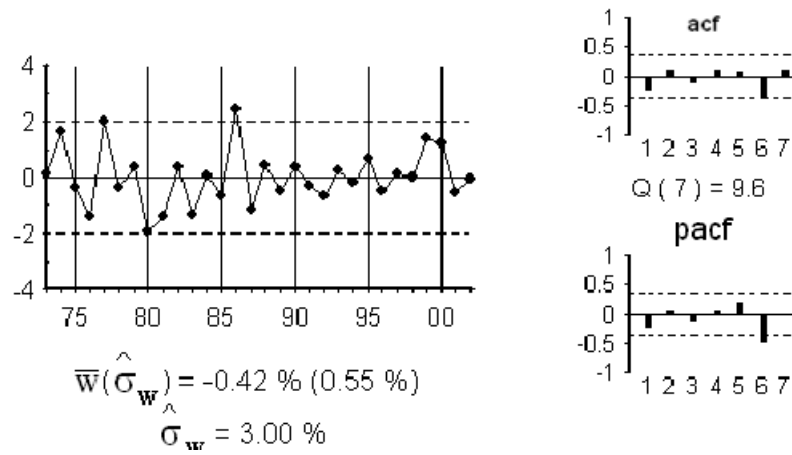


Gráfico IV.22: Residuo del modelo (IV.32)

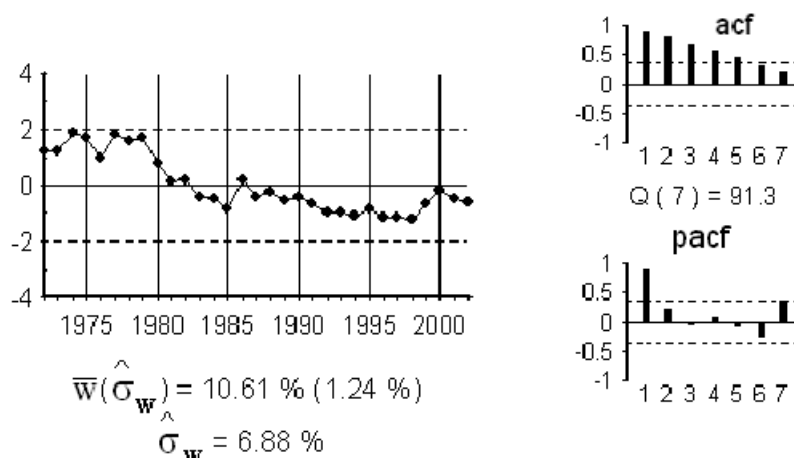
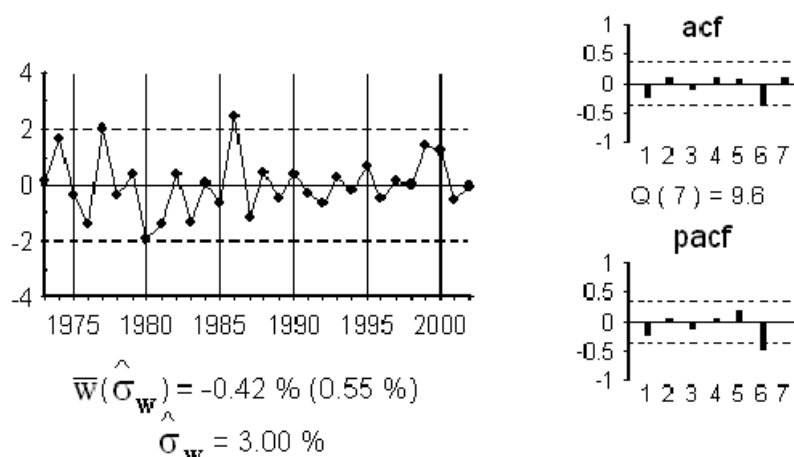
La estimación de la rampa resulta significativa. A continuación se presenta la serie  $\nabla \ln PV_{c_t}$  que representa el crecimiento del logaritmo de la riqueza “corregido”, es decir sin el efecto anómalo. Para ello se define la variable  $\nabla \ln PV_{c_t}$  como:

$$\nabla \ln PV_{c_t} = \nabla \ln PV_t + 0,126 \xi_t^{E/1973}$$

donde:

$$\xi_t^{E/1973} = \begin{cases} 1 & \text{si } t < 1973 \\ 0 & \text{si } t \geq 1973 \end{cases}$$

Para ver si la presencia de valores anómalos influye en la decisión del orden de integración del precio de las viviendas, se presenta el gráfico de  $\nabla \ln PV_{c_t}$  en (IV.23) y el test ADF en la tabla (IV.23).

Gráfico IV.23:  $\nabla \text{LnPV}_{c_t}$ Gráfico IV.24:  $\nabla^2 \text{LnPV}_{c_t}$ Tabla IV.23: Test ADF para la serie  $\nabla \text{LnPV}_{c_t}$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-1.28	0.62	-3.68	-2.97	-2.62
2	-1.86	0.35	-3.68	-2.97	-2.62
3	-1.89	0.33	-3.70	-2.97	-2.63
4	-1.43	0.55	-3.71	-2.98	-2.63
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado con constante pero sin tendencia					

El test ADF, con un valor del estadístico de -1.28, muestra evidencia acerca de la no estacionariedad de  $\nabla \text{LnPV}_{c_t}$ . Por lo tanto se toma una diferencia regular adicional y se presenta  $\nabla^2 \text{LnPV}_{c_t}$  en el gráfico (IV.24) y el test ADF en la tabla (IV.24).

Tabla IV.24: Test ADF para la serie  $\nabla^2 \text{LnPV}c_t$ 

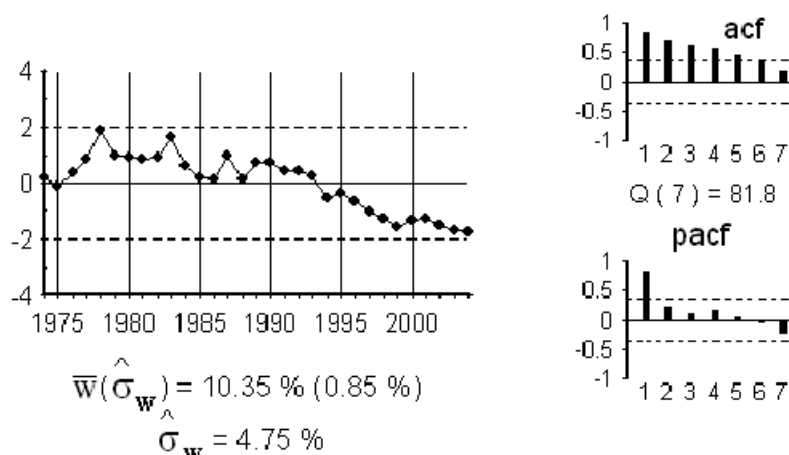
Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1%	v. crítico 5%	v. crítico 10%
1	-3.85	0.000	-2.65	-1.950	-1.62
2	-3.15	0.002	-2.65	-1.950	-1.62
3	-2.20	0.03	-2.65	-1.950	-1.62
4	-1.52	0.12	-2.66	-1.950	-1.60
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante y sin tendencia					

Tanto el análisis gráfico como el test ADF muestran suficiente evidencia a favor de la estacionariedad de la serie  $\nabla^2 \text{LnPV}c_t$ . Por lo tanto se concluye que los valores anómalos no influyen en la determinación del orden de integración de dicha variable.

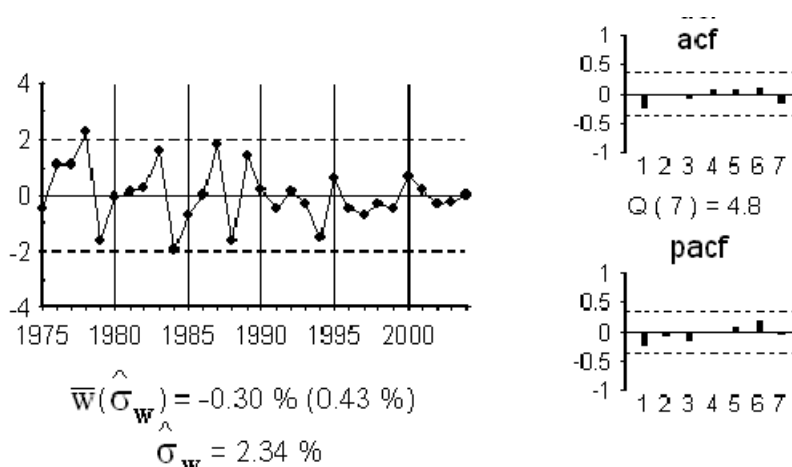
### *Tipo de interés*

La variable utilizada para medir el tipo de interés es el tipo MIBOR a 1 mes, que se obtiene del banco de España (<http://www.bde.es/infoest/htmls/capit18.htm>). Se anualiza mediante la media geométrica de  $(1 + R_t)$ .

El logaritmo de dicha serie ( $\text{Ln}(1 + R_t)$ ) se presenta en el gráfico (IV.25).

Gráfico IV.25:  $\text{Ln}(1 + R_t)$ 

Esta serie presenta una clara tendencia, por lo que no es estacionaria. Se decide tomar una diferencia regular presentándose en el gráfico (IV.26) la serie  $\nabla \text{Ln}(1 + R_t)$

Gráfico IV.26:  $\nabla \ln(1 + R_t)$ 

junto con su ACF y PACF.

Para analizar la estacionariedad de  $\nabla \ln(1 + R_t)$ , además del análisis gráfico, se presenta el test ADF en la tabla (IV.25).

Tabla IV.25: Test ADF para la serie  $\nabla \ln(1 + R_t)$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-4.32	0.0002	-2.65	-1.96	-1.62
2	-3.68	0.012	-2.65	-1.96	-1.62
3	-3.47	0.002	-2.65	-1.96	-1.62
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante ni tendencia <sup>8</sup>					

Tanto el análisis gráfico como el test ADF indican que esta serie es estacionaria. Además el ACF y PACF no indican ninguna estructura ARMA, por lo que el mejor modelo para esta serie es un paseo aleatorio, modelo (IV.33). Algunos resultados estadísticos se presentan en la tabla (IV.26)

$$\nabla r_t = a_t \quad (\text{IV.33})$$

Tabla IV.26: Resultados del modelo para  $\nabla \ln(1 + R_t)$ 

Modelo para $\nabla r_t$				
Q(4)	p-valor Q	$R^2$	$R^2$ ajustado	$\sigma_a$ (%)
2.4670	0.651	nan	nan	2.3

## IV.C. Apéndice: Relaciones de Cointegración

En este apéndice se analizan de forma detallada las posibles relaciones de cointegración. La tabla (IV.27) contiene los resultados del contraste de Johansen (1991) [30], suponiendo que existe constante tanto en el VAR como en la relación de cointegración<sup>9</sup>.

En la primera columna aparece la hipótesis nula "número de relaciones de cointegración". La segunda columna muestra el estadístico de la traza y la tercera el p-valor asociado a dicho estadístico. La cuarta columna muestra el estadístico del máximo autovalor y su p-valor en la quinta.

Tabla IV.27: Contraste de Johansen

Contraste de cointegración <sup>a</sup>				
$H_0$ :Nº de relaciones	Est. Traza	Traza(p-valor)	Est. Max Autovalor	Max. Auto.(p-valor)
ninguna*	80.81*	0.0000	35.21*	0.0043
como mucho 1*	45.59*	0.0004	21.95*	0.0383
como mucho 2*	23.64*	0.0024	16.45*	0.0222
como mucho 3*	7.18*	0.0074	7.18*	0.0074
Contraste con tendencia en el nivel y VEC(2). Datos utilizados: 1977-2002				
En * denota el rechazo de la hipótesis al 95 % de confianza				

<sup>a</sup>Nota: El contraste se realiza suponiendo hay constante en la relación de cointegración

$\Pi z_t = \alpha \beta' z_{t-1}$ , siendo  $z_t$  la variable no estacionaria.

El contraste de Johansen indica que existen 4 relaciones de cointegración, lo cual no es posible en vector de cuatro variables  $I(1)$ .

<sup>9</sup>Se supone que existe constante en el VAR ya que el modelo univariante para la serie  $\nabla c_t$  tiene constante

Debido a este extraño resultado, se realiza un análisis más detallado de las posibles relaciones de cointegración. En dicho análisis se presentan las relaciones de cointegración obtenidas del contraste, con objeto de determinar si tienen una apariencia estacionaria.

La ecuación (IV.34) es la relación de cointegración obtenida del contraste en el caso de que sólo existiera una. Dicha relación  $\hat{\zeta}_1$  viene representada en el gráfico (IV.27).

$$\nabla w_t - 0,009 c_t - 0,091 \nabla pv_t + 0,047 r_t = \hat{\zeta}_1 \quad (IV.34)$$

(0,005)                      (0,009)                      (0,017)

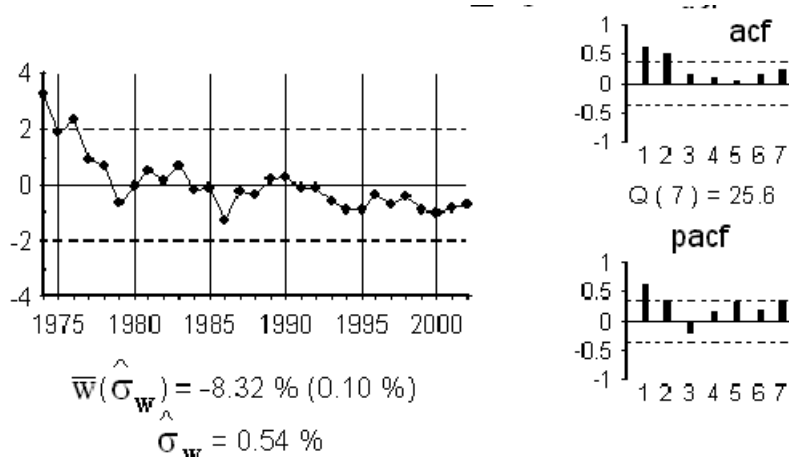


Gráfico IV.27:  $\hat{\zeta}_1$

Como se observa en el gráfico (IV.27)  $\hat{\zeta}_1$  no es una relación de cointegración ya que presenta una clara tendencia negativa. Las ecuaciones (IV.35) y (IV.36) son las relaciones de cointegración obtenidas del contraste en el caso de que se hubiese aceptado la presencia de dos relaciones de cointegración.

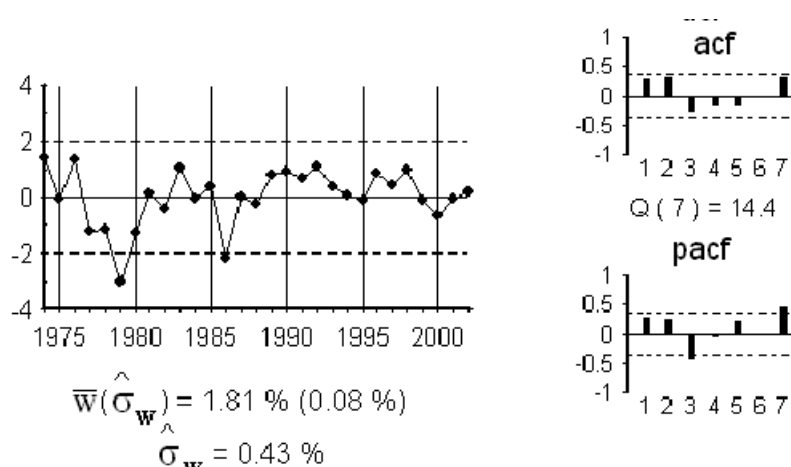
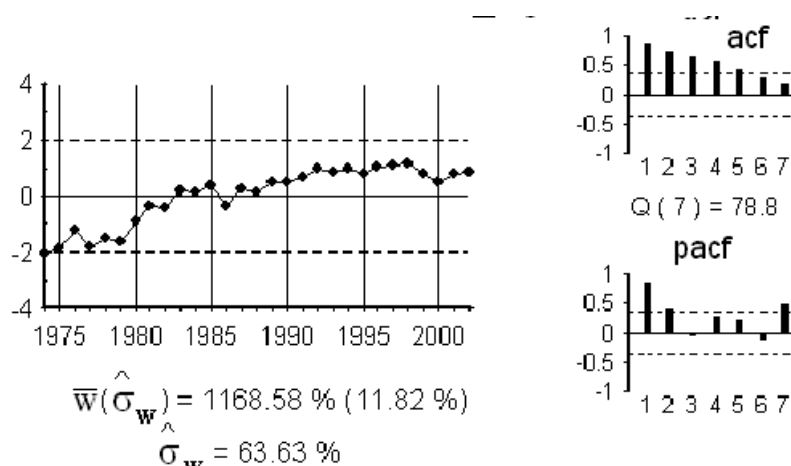
$$\nabla w_t - 0,16 \nabla pv_t + 0,06 r_t = \hat{\zeta}_2 \quad (IV.35)$$

(0,02)                      (0,02)

$$c_t - 7,61 \nabla pv_t + 1,04 r_t = \hat{\zeta}_3 \quad (IV.36)$$

(2,03)                      (2,42)

Las relaciones  $\hat{\zeta}_2$  y  $\hat{\zeta}_3$  se presentan en los gráficos (IV.28) y (IV.29). Éstos muestran que  $\hat{\zeta}_2$  puede considerarse una relación de cointegración pero  $\hat{\zeta}_3$  no, ya que presenta una clara tendencia creciente<sup>10</sup>.

Gráfico IV.28:  $\hat{\zeta}_t$ Gráfico IV.29:  $\hat{\zeta}_t$ 

Debido a la gran sensibilidad del contraste de Johansen a los grados de libertad y con el objetivo de aclarar la presencia o no de relaciones de cointegración, se usa la metodología de Engle y Granger [17] para detectar las posibles relaciones de cointegración. Esta metodología es menos potente que el contraste de Johansen pero es menos sensible tanto a la elección del orden del modelo multivariante como a los grados de libertad.

En la tabla (IV.28) se presenta el contraste ADF para el residuo de la regresión

<sup>10</sup>El análisis para tres relaciones de cointegración, no presentado en este capítulo, indica que si se consideran tres relaciones de cointegración ninguna lo son ya que todas tienen una clara tendencia



de cada variable no estacionaria con las restantes. Si el residuo es estacionario, la regresión muestra una relación de cointegración.

Tabla IV.28: Enfoque Engle-Granger para cointegración

var. dependiente	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-2.85	-2.95	-2.53	-2.33	-2.50
$\nabla w_t$	-4.06	-2.65	-4.47	-3.93	-2.59
$\nabla pv_t$	-4.03	-2.48	-4.1	-3.26	-2.29
$r_t$	-3.13	-2.75	-2.99	-2.58	-2.33

El valor crítico(95 %) es -4.11 (Phillips y Ouliaris (1990))

De la tabla (IV.28) se concluye que existe una relación de cointegración entre  $\nabla w_t$ <sup>11</sup> y las demás variables. Para analizar cual deben ser las variables que se incluyan en la relación de cointegración se presenta en la tabla (IV.29) el contraste ADF para los residuos de la regresión de  $\nabla w_t$  con las demás variables excluidas una a una.

Tabla IV.29: Enfoque Engle-Granger para cointegración con  $\nabla w_t$

variable excluida	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-4.60	-2.89	-5.25	-4.49	-2.99
$\nabla pv_t$	-2.40	-1.73	-2.40	-2.51	-3.06
$r_t$	-3.25	-2.42	-2.01	-1.40	-2.13

El valor crítico(95 %) es -3.77 (Phillips y Ouliaris (1990))

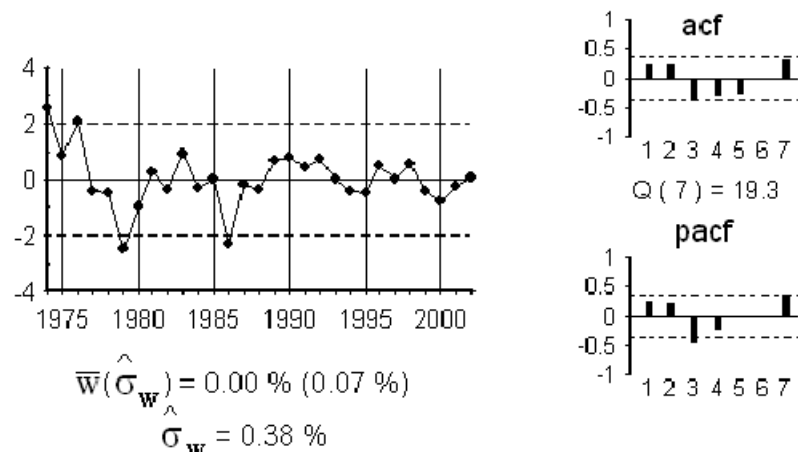
De la tabla (IV.29) se concluye que  $c_t$  no debe estar en la relación. La estimación MCO de dicha relación se presenta en la ecuación (IV.37).

$$\nabla w_t = 0,021 + 0,13 \nabla pv_t - 0,05 r_t + \hat{\xi}_{1t} \quad (\text{IV.37})$$

(0,002)   (0,01)                      (0,02)

La relación de cointegración estimada en (IV.37) se presenta en el gráfico (IV.30).

<sup>11</sup>También se podría concluir que existe un relación de  $\nabla pv_t$  con las demás variables pero el análisis posterior mostró que era la misma relación que con  $\nabla w_t$  pero normalizada de otra manera

Gráfico IV.30:  $\hat{\xi}_{1t}$ 

Esta relación es casi idéntica a (IV.35) obtenida por el método de Johansen y se concluye que dicha relación existe y es la única.



---

# Capítulo V

## Estudio del efecto riqueza: Residencial vs Financiera

---

### V.1. Introducción al efecto riqueza

Las variaciones en el consumo debido a variaciones en la riqueza, es un tema clásico en la literatura económica. Ya en los años 60, Ando y Modigliani (1963) [2] generalizan la idea de Friedman (1957) [21], y proponen el denominado “modelo de ciclo vital-renta permanente” En dicho modelo se supone que los agentes toman las decisiones de consumo en función de la renta permanente pero, si se produce un aumento inesperado de la riqueza, éste generará un aumento del consumo.

Dicho modelo, que no ha experimentado grandes avances teóricos desde entonces, salvó alguna justificación del mismo en un contexto de equilibrio general, Galí (1990) [22], predice que el efecto de la riqueza es independiente del tipo de la misma. Por lo tanto, la riqueza financiera y la riqueza residencial tendrán el mismo efecto en el consumo.

Por otro lado, existe una literatura teórica que propone que las viviendas tienen un efecto en la economía a través de su rol como garantía de los préstamos. Utilizando modelos de equilibrio general, llamados de acelerador financiero, concluye que un aumento del precio de las viviendas genera un aumento de la cantidad que puede

pedirse prestada y por lo tanto un aumento del consumo y la actividad, Aoki et al. (2004) [4] y Iacoviello (2005) [26].

Desde un punto de vista teórico no se puede concluir que tipo de riqueza tiene un efecto mayor sobre el consumo. A favor de la riqueza residencial está que puede usarse como garantía de préstamos, que es menos volátil y que está más distribuida entre la población. A favor de la riqueza financiera está que se mide con mayor precisión y menor coste, es más líquida y representa aumentos reales de producción ya que está asociada a aumentos de beneficios futuros de las empresas. La literatura empírica trata de concluir cual de los dos efectos es más importante.

Los autores que analizan el papel de la riqueza a partir del modelo de ciclo vital, estiman la propensión marginal a consumir (PMC) de la riqueza utilizando una ecuación en la que el consumo es función de la riqueza. La estimación significativa de la PMC indicará la existencia de un efecto riqueza. Así, entre los trabajos que encuentran un efecto riqueza significativo cabe citar a Davis y Palumbo (2001) [11], Lettau y Ludvigson (2004) [33], Fernandez-Corugedo et al. (2003) [18], Slacalek (2006) [49] y Hamburg et al. (2008) [24].

Por otro lado, si en la ecuación del consumo se distingue entre los distintos tipos de riqueza: financiera, residencial y humana, se puede determinar qué efecto riqueza es el más importante. Aunque no hay consenso, existe una mayor cantidad de trabajos que han estimado un efecto riqueza residencial mayor que el efecto riqueza financiera, Barata y Pacheco (2003) [5], Pichette y Tremblay (2003) [46], Catte et al. (2004) [10], Carroll (2004) [7], Case, Quigley y Shiller (2005) [9], Rapach y Strauss (2006) [48] y Carroll et al. (2006) [8]. Por otro lado Ludwing y Slock (2004) [36] así como Dvornak y Kohler (2007) [14] encuentran un efecto similar y solamente Matsubayashi (2006) [40] encuentra un efecto riqueza financiera superior.

Es importante destacar que en los trabajos anteriores se habla del efecto riqueza pero no se habla del plazo en el que dicho efecto actúa. Es posible que un efecto riqueza sea más importante a largo plazo que otro, pero menos importante a corto plazo, o

viceversa.

Por otro lado, los trabajos empíricos basados en los modelos de acelerador financiero excluyen la riqueza financiera del análisis por lo que los resultados que encuentran sobre los efectos de la riqueza residencial pueden estar sesgados, véase Aoki et al (2002) [3], Lastrapes (2002) [32] y Iacoviello (2005) [26].

En este capítulo se estima el efecto riqueza residencial y el efecto riqueza financiera. Para ello se adapta el MRC del capítulo (III) al conjunto de variables relevantes en este contexto. Utilizando dicho MRC se descompone la respuesta del consumo en varios efectos: (1) un efecto directo relacionado con el encarecimiento del crédito, (2) un efecto indirecto unidireccional debido a la riqueza residencial, (3) un efecto indirecto unidireccional debido a la riqueza financiera, (4) un efecto indirecto unidireccional debido al precio de las viviendas y (5) un efecto de retroalimentación debido a la reacción del Banco Central.

Se identifica el efecto riqueza con la respuesta del consumo como consecuencia de las variaciones de la riqueza provocadas por movimientos en los tipos de interés. Al realizar el análisis para ambos tipos de riqueza y para el precio de las viviendas se puede comparar el efecto riqueza residencial, el efecto riqueza financiera y el efecto precio o garantía.

Este enfoque tiene ventajas sobre otros propuestos en la literatura: (1) Respecto a los trabajos basados en el modelo de ciclo vital, aquí se explicita la perturbación por la que varían ambos tipos de riqueza (un shock en los tipos de interés), estimándose el efecto riqueza residencial y financiera ante una misma perturbación y haciendo el resultado mas comparable. Además, permite descomponer el efecto riqueza residencial en dos efectos: un efecto cantidad y un efecto precio de las viviendas y (2) respecto a los trabajos basados en el acelerador financiero, que también especifican como perturbación un shock en el tipo de interés, en este trabajo se identifica exactamente que parte de la respuesta del consumo es debida a la riqueza residencial, que parte al precio de las viviendas y cuanto a la riqueza financiera.

Por último, es importante destacar que, al utilizar el MRC donde se incluye la riqueza financiera junto con las otras variables del capítulo IV, se puede estimar una medida del sesgo que se produce cuando no se incluye la primera.

## V.2. Marco teórico de referencia conceptual: Adaptación al estudio del efecto riqueza

Para el estudio del efecto riqueza se incorpora la variable riqueza financiera al conjunto de variables del capítulo (IV), por lo tanto, en este caso, los agentes privados determinan  $z_t = (c_t, \nabla pv_t, \nabla w_t, f_t)'$ , donde  $f_t$  es el logaritmo de la riqueza financiera. El Banco Central sigue determinando el valor de  $r_t$  y se mantiene el supuesto de información que consiste en que los agentes privados determinan los niveles de  $z_t$  conociendo los valores pasados de  $z_t$  así como los pasados y presentes de  $r_t$ ; mientras que, el Banco Central determina  $r_t$  conociendo solamente los valores pasados de  $z_t$  y  $r_t$ .

Ahora,  $\nu_z(B)$  es un vector (4x1) de funciones de transferencia  $\nu_z(B) = (\nu_c(B), \nu_{pv}(B), \nu_w(B), \nu_f(B))'$ . Estas funciones recogen el efecto unidireccional del tipo de interés sobre el consumo, la riqueza residencial, el precio de las viviendas y la riqueza financiera;  $\epsilon_{zt} = (\epsilon_{ct}, \epsilon_{pvt}, \epsilon_{wt}, \epsilon_{ft})'$  es un vector (4x1) de errores que siguen un proceso VAR(p) representado por la matriz polinomial  $\pi_z(B)$ .  $\alpha_{zt} = (\alpha_{ct}, \alpha_{pvt}, \alpha_{wt}, \alpha_{ft})'$  es un vector de ruido blanco con matriz de covarianzas contemporáneas  $\Sigma_z$ .

En el caso del Banco Central,  $\nu_r(B)$  es un vector (1x4) de funciones de transferencia  $\nu_r(B) = (\nu_{rc}(B), \nu_{rpv}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rf}(B))$ . Estas funciones recogen el efecto de retroalimentación o de reacción del tipo ante cambios en el consumo, la riqueza residencial, el precio de las viviendas y la riqueza financiera. En dichas funciones se cumple que  $\nu_{rc}(0) = \nu_{rpv}(0) = \nu_{rw}(0) = \nu_{rf}(0) = 0$  ya que es una implicación del supuesto de información. El supuesto anterior junto con el supuesto de independencia de  $\alpha_{zt}$  y  $\alpha_{rt}$ , representan condiciones suficientes para identificar las respuestas del

consumo, el precio de las viviendas, la riqueza residencial y la riqueza financiera ante una perturbación del tipo de interés.

Con todo lo anterior, el modelo teórico en este caso queda:

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(B) & \pi_{12}(B) & \pi_{13}(B) & \pi_{14}(B) & \pi_{15}(B) \\ \pi_{21}(B) & \pi_{22}(B) & \pi_{23}(B) & \pi_{24}(B) & \pi_{25}(B) \\ \pi_{31}(B) & \pi_{32}(B) & \pi_{33}(B) & \pi_{34}(B) & \pi_{35}(B) \\ \pi_{41}(B) & \pi_{42}(B) & \pi_{43}(B) & \pi_{44}(B) & \pi_{45}(B) \\ -\pi_r(B)\nu_{rc}(B) & -\pi_r(B)\nu_{rw}(B) & -\pi_r(B)\nu_{rpv}(B) & -\pi_r(B)\nu_{rf}(B) & \pi_r(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ f_t \\ r_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{ct} \\ \alpha_{wt} \\ \alpha_{pvt} \\ \alpha_{ft} \\ \alpha_{rt} \end{bmatrix} \quad (V.1)$$

Con

$$\begin{aligned} \pi_{15}(B) &= -\pi_{11}(B)\nu_c(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{14}(B)\nu_f(B) \\ \pi_{25}(B) &= -\pi_{21}(B)\nu_c(B) - \pi_{22}(B)\nu_w(B) - \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{24}(B)\nu_f(B) \\ \pi_{35}(B) &= -\pi_{31}(B)\nu_c(B) - \pi_{32}(B)\nu_w(B) - \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{34}(B)\nu_f(B) \\ \pi_{45}(B) &= -\pi_{41}(B)\nu_c(B) - \pi_{42}(B)\nu_w(B) - \pi_{43}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{44}(B)\nu_f(B) \end{aligned}$$

La matriz de covarianzas contemporáneas del término de error:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_z & 0 \\ 0 & \sigma_r^2 \end{bmatrix} \quad (V.2)$$

Por último, la matriz  $V$  de efectos instantáneos, que permite pasar el modelo estimado al modelo ortogonalizado, tiene la forma:

$$\Pi_y(0) = V = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & -\nu_{c0} \\ 0 & 1 & 0 & 0 & -\nu_{w0} \\ 0 & 0 & 1 & 0 & -\nu_{pv0} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -\nu_{f0} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (V.3)$$

Donde  $\nu_{z0} = (\nu_{c0}, \nu_{w0}, \nu_{pv0}, \nu_{f0})'$  es el vector de efectos contemporáneos de  $r_t$  sobre  $z_t$ .



*Funciones de respuesta al impulso*

A partir del modelo (V.1) se obtienen las funciones de respuesta a un impulso como en el capítulo (III):

$$\Psi_r(B) = \begin{pmatrix} \Psi_{rc}(B) \\ \Psi_{rw}(B) \\ \Psi_{rpv}(B) \\ \Psi_{rf}(B) \end{pmatrix} \quad (V.4)$$

Los coeficientes de cada componente de (V.4) constituyen las funciones de respuesta de  $c_t$ ,  $\nabla w_t$ ,  $\nabla pv_t$  y  $f_t$  ante un impulso en  $\alpha_{rt}$ .

*Descomposición de la respuesta del consumo*

Utilizando la metodología presentada en el capítulo (III) se descompone la respuesta del consumo ante un aumento del tipo de interés, según muestra la ecuación (V.5). Una demostración completa de la descomposición de los efectos para este caso particular se puede consultar en el apéndice (V.A)

$$\Psi_{rc}(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_{pv}(B) + \Theta_f(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) + \Upsilon_{cf}(B) \quad (V.5)$$

Donde:

a)

$$\Gamma_c(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_w(B) + \frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_{pv}(B) + \frac{\pi_{14}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_f(B) \right]$$

es el efecto directo de los tipos de interés sobre el consumo consecuencia del encarecimiento del crédito.

b)

$$\Theta_w(B) = -\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)} \nu_w(B)$$

es el efecto indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza residencial.

c)

$$\Theta_{pv}(B) = -\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B)$$

es el efecto indirecto unidireccional, de los tipos de interés en el consumo, a través del precio de las viviendas.

d)

$$\Theta_f(B) = -\frac{\pi_{14}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_f(B)$$

es el efecto indirecto unidireccional, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza financiera.

e)

$$\Upsilon_{cw}(B) = \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B) + \nu_{rf}(B)\nu_f(B)]}$$

es el efecto retroalimentación debido a la reacción de los tipos de interés ante variaciones en la riqueza residencial.

f)

$$\Upsilon_{cpv}(B) = \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B) + \nu_{rf}(B)\nu_f(B)]}$$

el efecto retroalimentación debido al precio de las viviendas y

g)

$$\Upsilon_{cf}(B) = \frac{\nu_c(B)\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - [\nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B) + \nu_{rf}(B)\nu_f(B)]}$$

es el efecto retroalimentación debido a la riqueza financiera.

### *Estrategia de Estimación*

Como en el capítulo (IV), se especifica y estima un modelo multivariante para el conjunto de variables  $(c_t, \nabla w_t, \nabla pv_t, f_t, r_t)'$ . A partir de la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo empírico se estima la matriz  $V$  de la ecuación

(V.3). Una vez estimada  $V$ , se estiman el resto de parámetros del modelo propuesto en (V.1) y (V.2). Por último se estiman la función de respuesta al impulso del consumo y sus componentes.

## **V.3. Análisis Empírico**

### **V.3.1. Análisis estadísticos previos: Datos, modelos univariantes y relaciones de cointegración**

En el análisis empírico se usan los datos utilizados en el capítulo (IV) junto con una variable de riqueza financiera. Por lo tanto, además de la variable anterior, se usan datos anuales de la economía Española, para el periodo 1974-2003, del “consumo de los hogares”, stock de capital residencial real neto, deflator implícito de la riqueza residencial y el tipo de interés MIBOR a 1 mes.

La riqueza financiera se mide a través de la capitalización de la bolsa de madrid, en términos reales. A través de un análisis de intervención se detectó un valor anómalo del tipo escalón. La variable riqueza financiera que se usa en el capítulo es la variable depurada de dicho valor extremo y se concluye que dicha variable es  $I(1)$ . Un análisis univariante detallado de dicha serie puede consultarse en el apéndice (V.B).

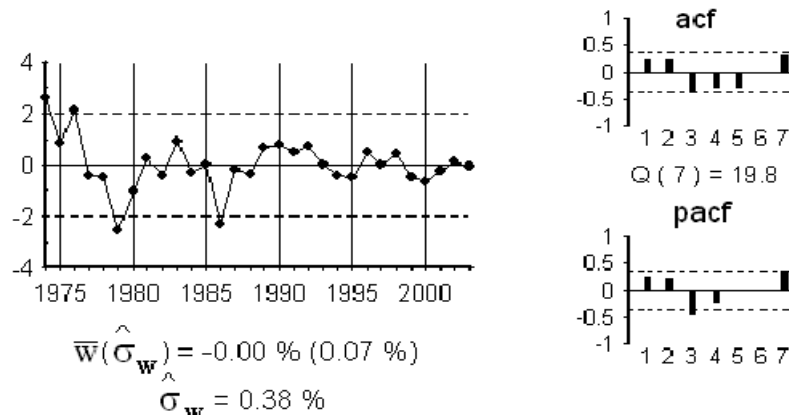
## Cointegración

Para el análisis de cointegración se utilizan los procedimientos del capítulo (IV) encontrándose dos relaciones de cointegración que se estiman por MCO (ecuaciones V.6 y V.8). Dichas relaciones se presentan en (V.7) y (V.9), así como en los gráficos (V.1) y (V.2). Un análisis detallado del estudio de las relaciones de cointegración por el método de Engle y Granger puede consultarse en el apéndice (V.D).

$$\nabla w_t = 0,020 + 0,13 \nabla pv_t - 0,05 r_t + \xi_{1t} \quad (V.6)$$

(0,002) (0,01) (0,02)

$$ecm1_t = \nabla w_t - 0,13 \nabla pv_t + 0,05 r_t \quad (V.7)$$

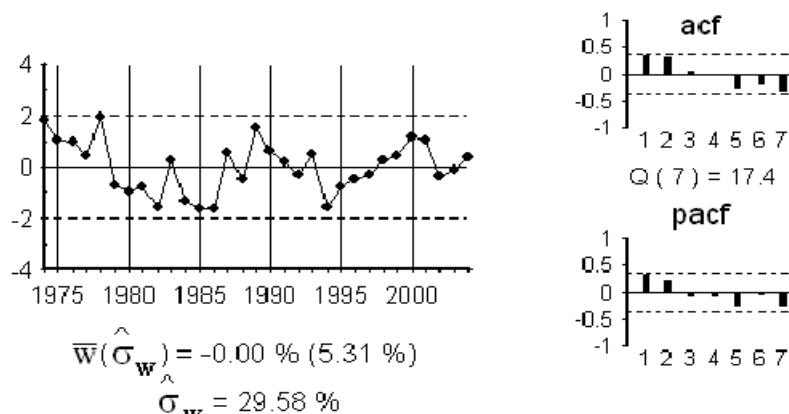
Gráfico V.1:  $ecm1_t$ 

$$f_t = 14,83 - 13,42 r_t + \xi_{2t} \quad (V.8)$$

(0,13) (1,16)

$$ecm2_t = f_t + 13,42 r_t \quad (V.9)$$

La primera relación de cointegración (V.6) es la misma que la que se encontró en el capítulo (IV) y se interpreta de la misma forma, esto es, como la oferta de viviendas de esta economía. La segunda relación de cointegración (V.8) muestra una relación estacionaria entre la tasa de crecimiento de la riqueza financiera y el tipo de interés. Se

Gráfico V.2:  $ecm2_t$ 

interpreta como una condición de equilibrio en el mercado financiero, donde si aumenta el tipo de interés el valor actual de la riqueza financiera se reduce.

## V.3.2. Modelo Multivariante Empírico

### V.3.2.1. Elección del orden del VAR

Para determinar el orden del VAR, para las series no estacionarias, se utilizan las mismas herramientas empleadas en el capítulo (IV). Tanto el contraste del ratio de verosimilitudes como las funciones de correlaciones cruzadas del VAR(2) y VAR(3) sugieren un VAR(3). Un análisis detallado puede consultarse en el apéndice (V.D).

### V.3.2.2. Modelo VEC

Una vez determinado el orden del VAR y una vez encontradas las dos relaciones de cointegración, se especifica un modelo vectorial de corrección de error (VEC) de orden 2. Dicho modelo se estima en dos etapas, en la primera se estiman las relaciones de cointegración obtenidas del método de Engle y Granger por MCO. En la segunda, se estiman los demás parámetros por MCG. Tras el proceso de inferencia, los resultados se presentan en (V.1).

Tabla V.1: Estimación del modelo VEC

variable dependiente	ecuaciones <sup>a</sup>				
	$\nabla c_t$	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	$\nabla f_t$	$\nabla r_t$
$\mu$	0,013 (0,003)			11,85 (1,93)	
$ecm1_{t-1}$		-0,023 (0,012)			
$ecm2_{t-1}$				-0,81 (0,13)	
$\nabla c_{t-1}$	0,53 (0,10)				
$\nabla^2 w_{t-1}$	2,22 (1,10)	0,50 (0,11)			
$\nabla^2 pv_{t-1}$	0,18 (0,06)		-0,36 (0,17)		0,36 (0,09)
$\nabla f_{t-1}$	0,025 (0,008)				
$\nabla r_{t-1}$	-0,13 (0,08)	-0,035 (0,009)		2,21 (1,33)	
$\nabla c_{t-2}$				4,58 (1,63)	
$\nabla^2 w_{t-2}$					
$\nabla^2 pv_{t-2}$					
$\nabla f_{t-2}$			0,058 (0,023)		
$\nabla r_{t-2}$		-0,039 (0,009)			

<sup>a</sup>La tabla muestra los coeficientes estimados del modelo VEC donde cada columna representa una ecuación del mismo. Entre paréntesis se presentan las desviaciones típicas. Los términos  $ecm1$  y  $ecm2$  representan las relaciones de cointegración.

$$\Sigma_u = \begin{pmatrix} 0,00009784 & 0,00000464 & 0,00005200 & -0,00039939 & -0,00003560 \\ 0,00000464 & 0,00000173 & -0,00000130 & 0,00009465 & -0,00001380 \\ 0,00005200 & -0,00000130 & 0,00068004 & -0,00036252 & -0,00001845 \\ -0,00039939 & 0,00009465 & -0,00036252 & 0,03797026 & -0,00299654 \\ -0,00003560 & -0,00001380 & -0,00001845 & -0,00299654 & 0,00044148 \end{pmatrix} \quad (V.10)$$

La matriz de covarianzas se presenta en (V.10) y la matriz de correlaciones instantáneas se presenta en (V.11). Las bandas de confianza al 95 % son  $\pm 2/\sqrt{n} =$

$\pm 0,38$ .

$$\rho(0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,36 & 0,20 & -0,21 & -0,17 \\ 0,36 & 1,00 & -0,04 & 0,37 & -0,50 \\ 0,20 & -0,04 & 1,00 & -0,07 & -0,03 \\ -0,21 & 0,37 & -0,07 & 1,00 & -0,73 \\ -0,17 & -0,50 & -0,03 & -0,73 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (\text{V.11})$$

El gráfico de residuos del modelo se presenta en el gráfico (V.3) y la función de correlación cruzada residual se presenta en la tabla (V.2). Ambos instrumentos sugieren que el modelo estimado parece adecuado.

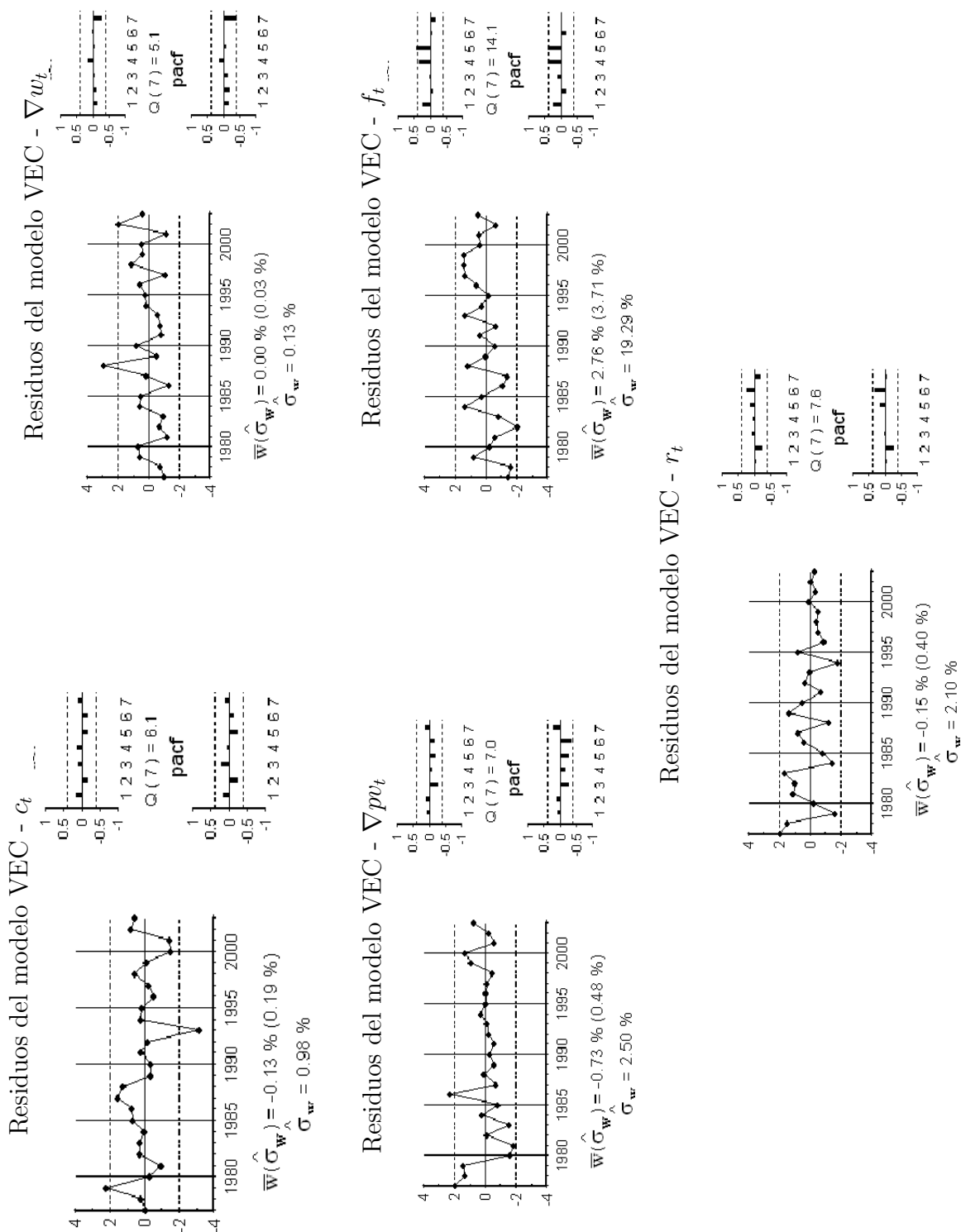


Gráfico V.3: Residuos del modelo



Tabla V.2: FCC residual del Modelo VEC

retardos	$r_{11}$	$r_{12}$	$r_{13}$	$r_{14}$	$r_{15}$
1	0.17	-0.16	0.11	-0.27	0.13
2	-0.20	-0.18	0.15	-0.32	0.34
3	0.09	0.03	-0.04	0.07	-0.16
4	0.13	0.10	-0.11	-0.06	-0.11
	$r_{21}$	$r_{22}$	$r_{23}$	$r_{24}$	$r_{25}$
1	0.18	-0.15	0.00	0.04	0.04
2	-0.10	-0.13	0.42*	-0.19	0.09
3	-0.13	-0.07	-0.01	0.09	-0.03
4	-0.02	0.15	-0.11	0.29	-0.33
	$r_{31}$	$r_{32}$	$r_{33}$	$r_{34}$	$r_{35}$
1	-0.04	-0.02	0.06	0.00	0.18
2	-0.16	0.01	0.09	0.21	-0.14
3	-0.12	-0.10	-0.28	0.23	-0.10
4	-0.16	0.09	-0.10	-0.04	-0.02
	$r_{41}$	$r_{42}$	$r_{43}$	$r_{44}$	$r_{45}$
1	0.05	0.25	-0.08	0.24	-0.11
2	0.00	-0.36	0.24	-0.10	0.15
3	-0.32	0.05	-0.17	0.02	-0.02
4	-0.35	0.07	-0.25	0.35	-0.25
	$r_{51}$	$r_{52}$	$r_{53}$	$r_{54}$	$r_{55}$
1	0.18	0.03	0.05	-0.16	-0.06
2	0.04	0.33	-0.34	0.27	-0.26
3	0.21	-0.03	0.23	-0.16	0.07
4	0.31	-0.10	0.32	-0.10	0.03

DT= $\frac{1}{\sqrt{T}}$  = 0,19. En \* significativos al 95 %

Por último, en la tabla (V.3) se presentan las previsiones del modelo para las variables incluidas en el análisis. En dicha tabla se observa que el modelo predice una tasa de crecimiento del consumo a largo plazo del 2.5 %. El crecimiento de la riqueza residencial de equilibrio a largo plazo se sitúa en torno al 2 % y la inflación residencial de equilibrio en el 6.8 %. Por último, el modelo predice un crecimiento nulo de la riqueza financiera. Todas las previsiones son muy similares a las obtenidas en el capítulo (IV).

Tabla V.3: Funciones de Previsión

años	$c_t$	$f_t$	$r_t$	$\nabla c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t$	$\nabla f_t$	$\nabla r_t$
2004	12.766	14.450	0.026	0.038	0.030	0.058	-0.036	0.003
2005	12.797	14.434	0.020	0.031	0.030	0.074	-0.015	-0.006
2006	12.829	14.506	0.026	0.033	0.029	0.066	0.071	0.006
2007	12.859	14.462	0.023	0.029	0.029	0.069	-0.043	-0.003
2008	12.886	14.471	0.024	0.027	0.028	0.071	0.009	0.001
2009	12.912	14.463	0.025	0.026	0.027	0.068	-0.008	0.001
2010	12.936	14.445	0.024	0.024	0.026	0.070	-0.018	-0.001
2011	12.960	14.446	0.024	0.024	0.025	0.069	0.001	0.001
2012	12.983	14.439	0.024	0.024	0.024	0.068	-0.007	0.000
2013	13.007	14.438	0.024	0.024	0.024	0.068	-0.001	0.000
2014	13.031	14.440	0.024	0.024	0.023	0.068	0.002	0.000
2015	13.055	14.440	0.024	0.024	0.022	0.068	0.000	0.000
2016	13.079	14.442	0.024	0.024	0.021	0.068	0.002	0.000
2017	13.104	14.443	0.024	0.025	0.021	0.068	0.001	0.000
2018	13.128	14.444	0.024	0.025	0.020	0.068	0.001	0.000
2019	13.153	14.444	0.024	0.025	0.020	0.068	0.001	0.000
2020	13.178	14.444	0.024	0.025	0.019	0.068	0.000	0.000

El modelo de la tabla (V.1), una vez expresado como un VAR no estacionario sobre las variables del vector  $z_t$ , resulta ser la versión estimada del modelo normalizado. La matriz de covarianzas del término de error se muestra en (V.10). Al igual que en el capítulo anterior, a partir de la estimación de  $\Sigma_u$  se estima la matriz  $V$ :

$$V = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0,081 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0,031 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0,042 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 6,788 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1,000 \end{pmatrix} \quad (V.12)$$

Premultiplicando por  $V$  la versión VAR del modelo de la tabla (V.1) se obtiene el modelo ortogonalizado (tabla V.4) y la matriz diagonal por bloques de correlaciones residuales instantáneas (V.13).

Tabla V.4: Modelo VEC ortogonalizado

variable dependiente	ecuaciones <sup>a</sup>				
	$\nabla c_t$	$\nabla^2 w_t$	$\nabla^2 pv_t$	$\nabla f_t$	$\nabla r_t$
mu	0.01			11.85	
$ecm1_{t-1}$		-0.02			
$ecm2_{t-1}$				-0.81	
$\nabla c_{t-1}$	0.53				
$\nabla^2 w_{t-1}$	2.22	0.50			
$\nabla^2 p_{t-1}$	0.21	0.01	-0.35	2.44	0.36
$\nabla f_{t-1}$	0.03				
$\nabla r_{t-1}$	-0.13	-0.04		2.21	
$\nabla c_{t-2}$				2.73	
$\nabla^2 w_{t-2}$					
$\nabla^2 p_{t-2}$					
$\nabla f_{t-2}$			0.05		
$\nabla r_{t-2}$					
$\nabla r_t$	-0.08	-0.03	-0.04	-6.79	na

<sup>a</sup>La tabla muestra los coeficientes estimados del modelo VEC ortogonalizado. Cada columna representa una ecuación del mismo. Los términos *ecm1* y *ecm2* representan las relaciones de cointegración

$$\rho * (0) = \begin{pmatrix} 1,00 & 0,32 & 0,17 & -0,49 & -0,01 \\ 0,32 & 1,00 & -0,07 & 0,01 & 0,00 \\ 0,17 & -0,07 & 1,00 & -0,11 & -0,02 \\ -0,49 & 0,01 & -0,11 & 1,00 & 0,01 \\ -0,01 & 0,00 & -0,02 & 0,01 & 1,00 \end{pmatrix} \quad (V.13)$$

Aunque los modelos de este capítulo y del capítulo (IV) son similares, existen algunas diferencias importantes. En la ecuación de la riqueza residencial se observa que en este modelo la variable que se ajusta para lograr el equilibrio en el mercado de la vivienda es la riqueza residencial, mientras que en el capítulo (IV) la variable que se ajustaba era el precio. La aparición de este parámetro significativo hace que en dicha ecuación se pierda estructura en las variables que afectan retardadas dos periodos, ya

que dejan de ser significativos los coeficientes de la riqueza residencial y el tipo de interés. En la ecuación del precio de las viviendas aparece un parámetro autoregresivo del propio precio y se observa que la riqueza financiera afecta a dicho precio. Por último, en la ecuación del consumo, la riqueza residencial pasa de afectar retrasada dos periodos a tan solo uno.

La representación VAR(3) ortogonalizada correspondiente al modelo VEC(2) de la tabla (V.4) se presenta en (V.14).

$$\begin{pmatrix} (1 - 1,53B)\nabla & -2,22B\nabla & -0,21B\nabla & -0,03B\nabla & (0,08 + 0,13B)\nabla \\ 0 & (1 - 0,52B)\nabla & -0,01B\nabla & 0 & (0,03 + 0,04B - 0,04B^2)\nabla \\ 0 & 0 & (1 + 0,035B)\nabla & -0,05B^2\nabla & 0,04\nabla \\ -2,73B^2\nabla & 0 & -2,44B\nabla & 1 - 0,19B & 6,79 + 1,83B + 2,21B^2 \\ 0,00 & 0,00 & -0,36B\nabla & 0 & 1 - B \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} c_t \\ \nabla w_t \\ \nabla pv_t \\ f_t \\ r_t \end{pmatrix} =$$

$$\begin{pmatrix} 0,01 \\ 0 \\ 0 \\ 11,85 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{c_t} \\ \epsilon_{w_t} \\ \epsilon_{pv_t} \\ \epsilon_{f_t} \\ \epsilon_{r_t} \end{pmatrix} \quad (V.14)$$

La representación (V.14) permite identificar los polinomios  $\pi_{ij}(B)$  y  $\Gamma_i(B)$  directamente del modelo, observando las posiciones correspondientes. Para encontrar las funciones de transferencia  $\nu_i(B)$  se debe resolver el sistema presentado en (V.15). Como ocurría en el capítulo (IV) la solución a dicho sistema se lleva a cabo con el programa informático “Mathcad”.

$$\begin{aligned} -\pi_{11}(B)\nu_c(B) - \pi_{12}(B)\nu_w(B) - \pi_{13}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{14}(B)\nu_f(B) &= \Gamma_c(B) \\ -\pi_{21}(B)\nu_c(B) - \pi_{22}(B)\nu_w(B) - \pi_{23}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{24}(B)\nu_f(B) &= \Gamma_w(B) \\ -\pi_{31}(B)\nu_c(B) - \pi_{32}(B)\nu_w(B) - \pi_{33}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{34}(B)\nu_f(B) &= \Gamma_{pv}(B) \\ -\pi_{41}(B)\nu_c(B) - \pi_{42}(B)\nu_w(B) - \pi_{43}(B)\nu_{pv}(B) - \pi_{44}(B)\nu_f(B) &= \Gamma_f(B) \end{aligned} \quad (V.15)$$

Las soluciones a dicho sistema, es decir los  $\nu_i(B)$ , se presentan en (V.16), (V.17), (V.18) y (V.19).

$$\nu_c(B) = \frac{-0,08 - 0,35B + 0,05B^2 - 0,15B^3 + 0,02B^4 - 0,01B^5 + 0,02B^6 - 0,01B^7}{1 - 0,90B + 0,05B^2 - 0,08B^3 + 0,31B^4 - 0,19B^5 + 0,06B^6 - 0,01B^7} \quad (V.16)$$

$$\nu_w(B) = \frac{-0,03 - 0,02B - 0,02B^2 + 0,02B^3 + 0,005B^4 - 0,001B^5 - 0,007B^6 + 0,002B^7 - 0,001B^8}{1 - 0,90B + 0,05B^2 - 0,08B^3 + 0,31B^4 - 0,19B^5 + 0,06B^6 - 0,01B^7} \quad (V.17)$$

$$\nu_{pv}(B) = \frac{-0,04 + 0,05B - 0,35B^2 + 0,26B^3 - 0,12B^4 + 0,08B^5 - 0,01B^6 - 0,01B^7 + 0,01B^8}{1 - 0,90B + 0,05B^2 - 0,08B^3 + 0,31B^4 - 0,19B^5 + 0,06B^6 - 0,01B^7} \quad (V.18)$$

$$\nu_f(B) = \frac{-6,79 + 2,84B - 0,32B^2 + 0,62B^3 + 0,42B^4 - 0,29B^5 + 0,19B^6 + 0,09B^7}{1 - 0,90B + 0,05B^2 - 0,08B^3 + 0,31B^4 - 0,19B^5 + 0,06B^6 - 0,01B^7} \quad (V.19)$$

Finalmente, con el modelo ortogonalizado de la tabla (V.4) se puede dar una primera aproximación a la interpretación de los coeficientes estimados. El modelo muestra la presencia de relaciones dinámicas entre todas las variables. En la primera ecuación de este modelo se observa que el consumo viene afectado negativamente por los tipos de interés y positivamente por ambas riquezas así como por el precio de las viviendas.

La primera relación de cointegración, oferta de viviendas, afecta a la riqueza residencial. Por lo tanto, cuando se produce un exceso de oferta de viviendas, la riqueza residencial es la variable que se ajusta para volver al equilibrio. Además el precio de las viviendas afecta positivamente a la riqueza residencial.

La segunda relación de cointegración, mercado financiero, afecta a la riqueza financiera. Cuando se produce un desajuste en el mercado financiero la riqueza financiera se mueve para retornar el equilibrio.

Por último, al igual que ocurre en el capítulo (IV), el tipo de interés reacciona ante cambios en los precios de las viviendas. Este resultado se interpreta como la

reacción del banco central ante un aumento de la inflación.

## V.4. Efectos de la política Monetaria - tipo de interés

En esta sección se analizan los efectos de una política monetaria restrictiva, es decir, las respuestas de las variables del sector privado ante un aumento en el tipo de interés. Para ello, a partir del modelo ortogonalizado, se calculan las funciones de respuesta del consumo, riqueza residencial, precio de las viviendas y riqueza financiera. En la tabla (V.5) se presentan dichas funciones para las variables en niveles, así como para sus tasas de crecimiento.

Tabla V.5: IRF de  $\nabla r_t$

años	$c_t$	$f_t$	$r_t$	$\nabla c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t$	$\nabla f_t$	$\nabla r_t$	$ec1_t$	$ec2_t$
0	-0.08	-6.79	1.00	-0.08	-0.03	-0.04	-6.79	1.00	0.02	6.63
1	-0.50	-9.93	0.98	-0.42	-0.08	-0.03	-3.14	-0.02	-0.03	3.29
2	-0.91	-12.84	0.99	-0.41	-0.15	-0.36	-2.91	0.01	-0.05	0.45
3	-1.41	-14.34	0.87	-0.50	-0.18	-0.40	-1.51	-0.12	-0.08	-2.68
4	-1.77	-13.57	0.86	-0.36	-0.19	-0.53	0.77	-0.01	-0.08	-2.06
5	-1.98	-13.29	0.81	-0.21	-0.18	-0.55	0.29	-0.05	-0.07	-2.41
6	-2.08	-12.42	0.80	-0.10	-0.18	-0.51	0.86	-0.01	-0.07	-1.67
7	-2.09	-11.67	0.82	-0.01	-0.17	-0.51	0.75	0.02	-0.07	-0.69
8	-2.05	-11.34	0.82	0.03	-0.17	-0.47	0.33	0.00	-0.07	-0.38
9	-2.02	-11.07	0.83	0.04	-0.17	-0.44	0.28	0.02	-0.07	0.11
10	-1.99	-11.05	0.84	0.04	-0.16	-0.44	0.02	0.01	-0.06	0.23
20	-1.88	-11.29	0.84	0.01	-0.15	-0.44	0.01	0.00	-0.05	0.02

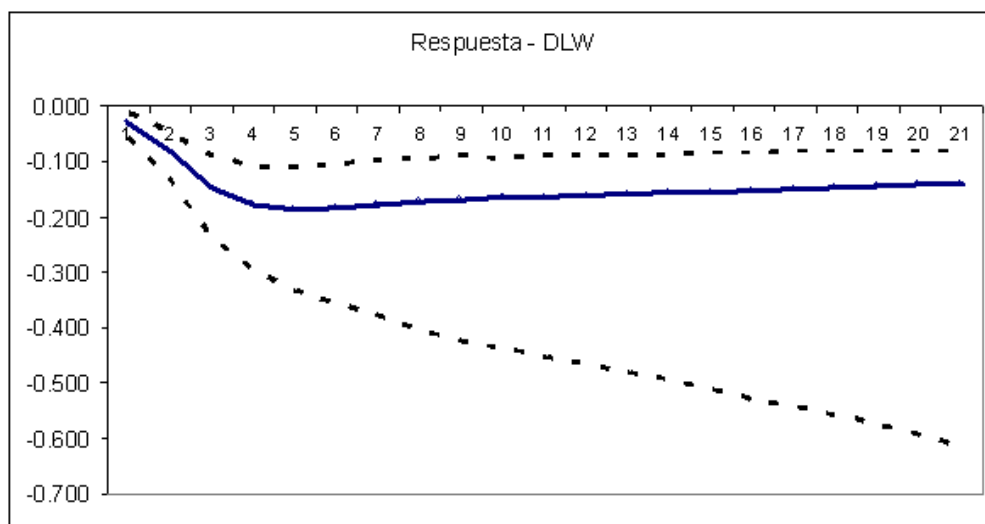
Las bandas de confianza, que se presentan en la tabla (V.6), se obtienen mediante el método de “bootstrap”. Utilizando 100 iteraciones se obtiene la distribución muestral de las respuestas. Las bandas de confianza al 95 % se obtienen según el criterio de Efron y Tibshirani (1993) [16].

Como se observa en la tabla (V.5) así como en el gráfico (V.4) un aumento permanente de los tipos de interés genera una caída permanente en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial del 0.15 %. Dicha caída se origina de la siguiente

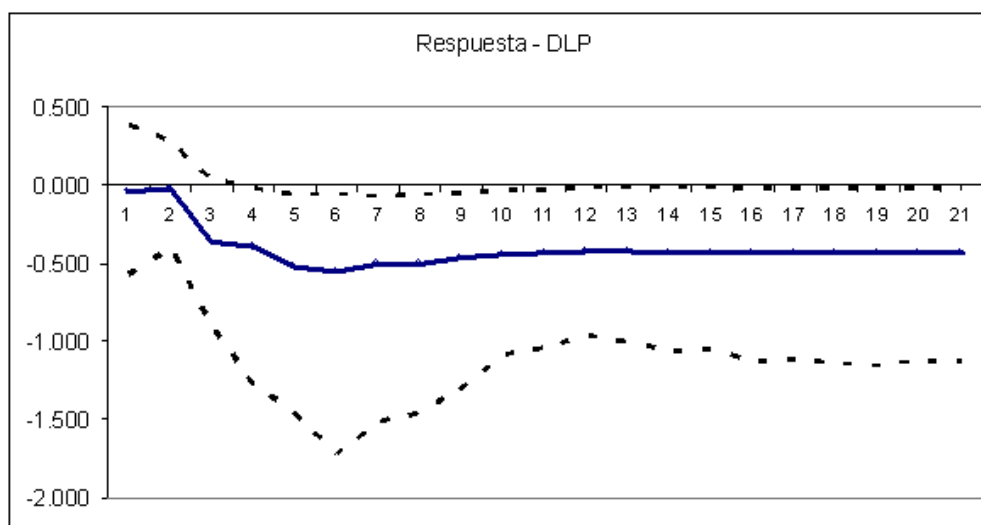
Tabla V.6: Bandas de confianza para la IRF de  $\nabla r_t$ 

	$c_t$		$\nabla w_t$		$\nabla pv_t$		$f_t$		$r_t$	
años	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior	inferior	superior
0	0.190	0.167	0.024	0.019	0.529	0.424	2.790	2.748	0.229	0.181
1	0.433	0.338	0.052	0.033	0.371	0.310	3.005	2.933	0.367	0.252
2	0.567	0.490	0.090	0.057	0.481	0.462	4.186	3.657	0.300	0.186
3	0.962	0.710	0.119	0.067	0.814	0.448	4.352	4.238	0.381	0.276
4	1.376	0.933	0.148	0.076	0.833	0.562	3.648	4.562	0.338	0.271
5	1.776	1.086	0.176	0.076	1.019	0.629	4.443	4.629	0.324	0.295
6	2.152	1.181	0.205	0.076	0.895	0.552	5.057	4.662	0.348	0.314
7	2.443	1.200	0.238	0.071	0.819	0.571	5.376	5.086	0.300	0.286
8	2.686	1.195	0.262	0.071	0.729	0.519	5.305	4.886	0.305	0.290
9	2.876	1.167	0.276	0.067	0.567	0.486	5.333	3.933	0.286	0.271
10	3.005	1.133	0.290	0.071	0.548	0.471	5.167	3.657	0.271	0.257
20	4.052	1.057	0.471	0.062	0.629	0.481	4.324	3.681	0.300	0.262

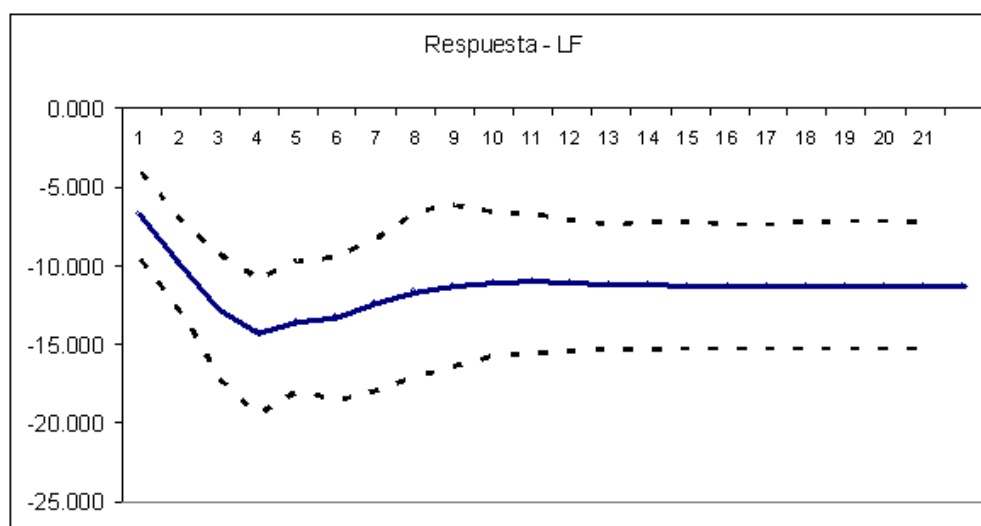
manera: Cuando aumentan los tipos de interés se produce una caída instantánea de la riqueza residencial del 0.03 %. El efecto autoregresivo de la riqueza financiera y el ajuste en la oferta generan una caída en los periodos siguientes: 0.08 % en el primero y 0.15 % en el segundo, mostrando un caída rápida.

Gráfico V.4:  $\nabla w_t$  ante perturbación en  $\nabla r_t$ 

Por otro lado, un aumento permanente en los tipos de interés produce una caída instantánea de la tasa de crecimiento del precio de las viviendas del 0.04 % (tabla (V.5) y gráfico (V.5)). Esta leve caída se mantiene prácticamente constante en el periodo

Gráfico V.5:  $\nabla pv_t$  ante perturbación en  $\nabla r_t$ 

siguiente. Después de este tiempo muerto de dos periodos, la inflación residencial cae un 0.36 % (en el segundo periodo), aumentado progresivamente hasta el 0.55 % después de 5 periodos. A partir de ese momento, se produce un ajuste en la caída de la inflación residencial hasta el 0.44 % de largo plazo.

Gráfico V.6:  $f_t$  ante perturbación en  $r_t$ 

Como se observa en la tabla (V.5), así como en el gráfico (V.6), un aumento permanente en los tipos de interés produce una caída transitoria en la tasa de creci-



miento de la riqueza financiera o lo que es lo mismo, una caída permanente en el nivel de riqueza financiera a largo plazo del 11.29 %. Instantáneamente se produce una caída del 6.79 %. Los desequilibrios del mercado financiero así como la influencia del precio de las viviendas generan caídas en los periodos siguientes que alcanzan el 14.34 % en el tercer periodo.

Por último, el aumento en los tipos de interés genera una caída permanente en el consumo o transitoria en su tasa de crecimiento (tabla (V.5) y gráfico (V.7)). Instantáneamente se produce una caída del 0.08 % en el consumo. Un año después, debido al efecto de la riqueza residencial y de la riqueza financiera, se produce una caída del 0.5 %. A medida que los efectos autoregresivos del consumo, de las riquezas y del precio de las viviendas actúan, se acentúa la caída del consumo que llega al 1.98 % en el quinto periodo. Algunos efectos se van mitigando, por lo que la caída a largo plazo del consumo se sitúa en el 1.88 %.

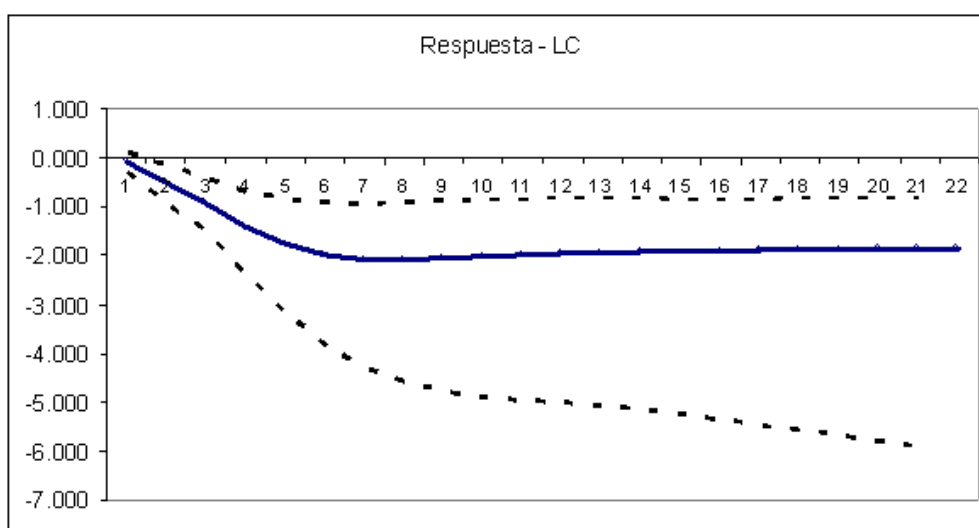


Gráfico V.7:  $c_t$  ante perturbación en  $r_t$

#### *Estimación del sesgo de las respuestas*

Al estimar las respuestas de las variables, con riqueza financiera y sin ella, se puede obtener una medida del sesgo que se produce al omitir la referida. El sesgo, se estima como la diferencia entre ambas respuestas y se presenta en la tabla (V.7).

A corto plazo, la omisión de la riqueza financiera sobreestima la caída del consumo, sin embargo, a medio y largo plazo infraestima dicha respuesta. Además la magnitud del sesgo es importante, situándose entre el 0.6 % y el 0.9 %. El sesgo sobre la riqueza residencial es inferior, infraestimando la respuesta entre un 0.01 % inicial hasta un 0.04 % en el tercer periodo. A largo plazo no se produce ningún sesgo. La respuesta del precio de las viviendas se infraestima inicialmente (0.34 %), pero a medio y largo plazo se sobreestima, en torno al 0.5 %. Esto puede ser debido a que la respuesta del Banco Central sigue la misma pauta, esto es, infraestimándose de forma inicial y sobrestimándose a medio y largo plazo.

Tabla V.7: Sesgo en la estimación de las respuestas

años	$c_t$	$\nabla w_t$	$\nabla pv_t$	$r_t$
0	0.05	-0.01	-0.04	0.00
1	-0.16	-0.02	-0.18	-0.02
2	-0.43	-0.04	-0.34	-0.07
3	-0.74	-0.04	-0.05	-0.12
4	-0.86	-0.03	0.07	-0.01
5	-0.88	-0.02	0.27	0.04
5	-0.83	-0.01	0.44	0.11
7	-0.74	-0.01	0.50	0.18
8	-0.67	-0.01	0.55	0.20
9	-0.62	-0.01	0.55	0.22
10	-0.59	-0.01	0.53	0.22
17	-0.57	0.00	0.45	0.18

## V.5. Estimación de los componentes de la respuesta del consumo

En este apartado se analiza el efecto del tipo de interés en el consumo, separando los distintos componentes del mismo.

Como se ha demostrado en la sección (V.2) la respuesta final del consumo (ecuación (V.20)),  $\Psi_{rc}(B)$ , se puede descomponer: (1) en un efecto directo de los tipos de interés en el consumo, representado por  $\Gamma_c(B)$ , (2) en un efecto indirecto a

través del mercado inmobiliario que, a su vez, consta de varios componentes: El efecto unidireccional a través de la riqueza residencial, representado por  $\Theta_w(B)$  y el efecto unidireccional a través del precio de las viviendas (o efecto garantía), representado por  $\Theta_p(B)$ , (3) un efecto unidireccional a través de la riqueza financiera, representado por  $\Theta_f(B)$  y (4) en unos efectos de retroalimentación debidos a la reacción del Banco Central ante cambios en: la riqueza residencial, el precio de las viviendas y la riqueza financiera, representados por  $\Upsilon_{cw}(B)$ ,  $\Upsilon_{cpv}(B)$  y  $\Upsilon_{cf}(B)$  respectivamente.

$$\Psi_{rc}(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) + \Theta_f(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) + \Upsilon_{cf}(B) \quad (\text{V.20})$$

Con la estimación de los polinomios  $\pi_{ij}(B)$ ,  $\Gamma_c(B)$  y las funciones de transferencia  $\nu_c(B)$ ,  $\nu_w(B)$ ,  $\nu_p(B)$  y  $\nu_f(B)$  (ver sección (V.3.2)) se estiman  $\Gamma_c(B)$ ,  $\Theta_w(B)$ ,  $\Theta_p(B)$ ,  $\Theta_f(B)$  y  $\Upsilon_{cp}(B)$ . Los resultados se presentan en la tabla (V.8). En dicha tabla no aparecen  $\Upsilon_{cw}(B)$  y  $\Upsilon_{cf}(B)$  ya que las estimaciones fueron 0.

Tabla V.8: Consumo: Separación de efectos

años	$\Psi_{rc}$	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Theta_f(B)$	$\Upsilon_{cp}$
0	-0.08	-0.08	0.00	0.00	0.00	0.00
1	-0.50	-0.25	-0.07	-0.01	-0.17	0.00
2	-0.91	-0.34	-0.22	-0.01	-0.35	0.01
3	-1.41	-0.39	-0.45	-0.08	-0.51	0.02
4	-1.77	-0.42	-0.64	-0.13	-0.66	0.08
5	-1.98	-0.43	-0.78	-0.18	-0.73	0.14
6	-2.08	-0.44	-0.87	-0.22	-0.78	0.23
7	-2.09	-0.44	-0.93	-0.23	-0.8	0.31
8	-2.05	-0.44	-0.95	-0.24	-0.79	0.37
9	-2.02	-0.44	-0.96	-0.25	-0.78	0.41
10	-1.99	-0.45	-0.96	-0.24	-0.76	0.42
20	-1.88	-0.45	-0.83	-0.22	-0.72	0.34

Como se observa en la tabla (V.8) la caída en el consumo (1.88 %) se puede descomponer en: (1) una caída del 0.45 % debido al efecto directo, (2) una caída del 0.83 % debida al papel de la riqueza residencial, (3) una caída del 0.72 % debida al papel de la riqueza financiera, (4) una caída del 0.22 % debido al efecto unidireccional del

precio de las viviendas y (5) un aumento del 0.34 % debido al efecto de retroalimentación generado por la reacción del tipo de interés ante el precio de las viviendas.

En cuanto a la estructura de las respuestas en el tiempo, se observa que al aumentar el tipo de interés de forma permanente un 1 % se produce una caída instantánea del consumo del 0.08 %. Dicha caída es debida únicamente al efecto directo. En los próximos tres periodos se produce una caída progresiva del consumo debido al efecto directo hasta llegar al 0.39 %. Dicha caída supone el 87 % de la caída total debido al efecto directo, indicando que el efecto directo se agota en pocos años.

A partir del segundo periodo empieza a producirse una caída del consumo, debida a la riqueza financiera, del 0.17 %. Dicha caída aumenta progresivamente hasta el sexto periodo (0.73 %) momento a partir del cual se mantiene, mas o menos, constante.

A partir del tercer periodo empieza la caída del consumo, debido al mercado inmobiliario. Así, en dicho año se produce una caída del consumo, debida la riqueza residencial, del 0.22 %, caída que aumenta progresivamente hasta el décimo periodo. En dicho periodo se produce el máximo de la caída situándose en un 0.96 %. A partir de ese momento, el efecto debido a la riqueza residencial, va disminuyendo hasta llegar al 0.83 % del largo plazo.

A partir del cuarto periodo empieza la caída debida al papel unidireccional del precio de las viviendas, 0.08 %; caída que aumenta en los dos años siguientes hasta el 0.22 % de largo plazo.

A partir de ese mismo periodo se reduce el efecto negativo sobre el consumo ya que empieza a operar el efecto retroalimentación. En los años anteriores dicho efecto no existe ya que no se había producido una reacción en los precios de las viviendas. Dicho aumento inicialmente es del 0.02 %, pero se incrementa de forma progresiva a medida que se reduce el precio de las viviendas. A largo plazo dicho aumento se sitúa en el 0.34 %, casi la mitad del estimado en ausencia de la riqueza financiera.

Resumiendo, a corto plazo el efecto más importante de los tipos en el consumo es el efecto directo junto con el efecto riqueza financiera, mientras que a largo plazo

los efectos negativos más importantes que afectan al consumo son los efectos riqueza residencial y financiera, en una cuantía similar. El efecto colateral es significativo aunque sensiblemente inferior a los dos anteriores.

Tabla V.9: Sesgo: Separación de efectos

años	$\Gamma_c(B)$	$\Theta_w(B)$	$\Theta_p(B)$	$\Upsilon_{cp}$
0	0.05	0.00	0.00	0.00
1	0.12	-0.07	-0.04	0.00
2	0.08	-0.17	-0.02	0.02
3	0.03	-0.28	-0.02	0.09
4	0.02	-0.32	0.02	0.13
5	0.02	-0.32	0.04	0.18
6	0.03	-0.29	0.06	0.22
7	0.04	-0.25	0.09	0.22
8	0.05	-0.21	0.12	0.19
9	0.06	-0.16	0.15	0.12
10	0.07	-0.12	0.17	0.05
17	0.09	0.09	0.25	-0.26

Por último, si se calcula el sesgo de no incluir la riqueza financiera en los componentes de la respuesta del consumo, se observa que, a corto plazo se sobrestima el efecto directo y se infraestiman los efectos indirectos. A largo plazo, se sobreestiman el efecto directo y los indirectos mientras que se infraestima el efecto retroalimentación.

## V.6. Conclusiones

En este capítulo se ha estimado el efecto riqueza para la economía española. Para ello, se ha propuesto un marco teórico que permite estimar la respuesta del consumo, la riqueza residencial, el precio de las viviendas y la riqueza financiera ante un aumento en el tipo de interés.

El marco teórico permite descomponer la respuesta del consumo en (1) un efecto directo relacionado con el encarecimiento del crédito, (2) un efecto debido a la riqueza residencial, (3) un efecto debido al precio de las viviendas y (4) un efecto debido a la riqueza financiera. Esta descomposición permite hablar de un efecto riqueza residencial,

un efecto precio o garantía y un efecto riqueza financiera.

Se observa que un aumento permanente del tipo de interés produce un aumento permanente del consumo y la riqueza financiera y permanente en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial y del precio de las viviendas. Concretamente un aumento de un 1 % en los tipos de interés produce una caída del consumo de 1,8 puntos porcentuales, una caída de la riqueza financiera de 11 puntos porcentuales, una caída en la tasa de crecimiento de la riqueza residencial de 0,14 puntos porcentuales y una caída en la tasa de crecimiento del precio de las viviendas de 0,43 puntos porcentuales.

Respecto a la distribución temporal de la respuesta, se observa como la primera variable que reacciona es la riqueza financiera, agotándose el 80 % de la respuesta en dos periodos. Tanto la riqueza residencial como el precio de las viviendas tardan dos años en empezar a reaccionar significativamente. El consumo reacciona de manera progresiva a lo largo de los años hasta el sexto año en el que se agota prácticamente su respuesta.

De los 1,8 puntos de caída del consumo, 0,45 se deben a un efecto directo por el encarecimiento del crédito. 0,83 puntos se deben al efecto indirecto de la riqueza residencial, 0,72 puntos se deben al efecto indirecto de la riqueza financiera, 0,22 puntos se deben al efecto indirecto del precio de las viviendas y un aumento de 0,34 puntos se deben al efecto retroalimentación.

En los primeros años la respuesta del consumo es debida principalmente al efecto directo, siendo la única respuesta en el primer año. En el segundo año, aunque el efecto directo sigue siendo grande (un 50 % de la respuesta), empiezan a actuar los efectos riqueza. El efecto riqueza residencial constituye el 14 % de la respuesta y el efecto riqueza financiera el 35 %. A medida que pasan los años el efecto riqueza residencial aumenta a costa del efecto directo. Al final, el efecto directo se sitúa en torno al 20 % y los efectos riqueza en torno al 40 % cada uno.

La comparación con los resultados obtenidos en el capítulo (IV) permite obtener una medida del sesgo que se produce cuando se omite la riqueza financiera. En ese caso se infraestima significativamente la respuesta negativa del consumo mientras que se

sobreestima la respuesta del precio de las viviendas y el tipo de interés.

Con los resultados anteriores se puede concluir que, para la economía española, el efecto precio o garantía es pequeño comparado con el efecto cantidad o riqueza. Se encuentra además un efecto riqueza residencial similar al efecto riqueza financiera.

## V.A. Apéndice: Demostración de la descomposición de efectos - Efecto Riqueza

A partir del lema de la inversión de matrices, utilizado en los capítulos (III) y (IV), con  $A = I$ ,  $g = \nu_z(B)$  y  $h' = \nu_r(B)$ , se obtiene el resultado siguiente:

$$[I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1} = I + \frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \quad (\text{V.21})$$

Donde:

$$\nu_z(B)\nu_r(B) = \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \\ \nu_f(B) \end{pmatrix} \cdot (\nu_{rc}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rpv}(B), \nu_{rf}(B)) =$$

$$\begin{pmatrix} \nu_c(B)\nu_{rc}(B) & \nu_c(B)\nu_{rw}(B) & \nu_c(B)\nu_{rpv}(B) & \nu_c(B)\nu_{rf}(B) \\ \nu_w(B)\nu_{rc}(B) & \nu_w(B)\nu_{rw}(B) & \nu_w(B)\nu_{rpv}(B) & \nu_w(B)\nu_{rf}(B) \\ \nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B) & \nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B) & \nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B) & \nu_{pv}(B)\nu_{rf}(B) \\ \nu_f(B)\nu_{rc}(B) & \nu_f(B)\nu_{rw}(B) & \nu_f(B)\nu_{rpv}(B) & \nu_f(B)\nu_{rf}(B) \end{pmatrix}$$

y

$$\nu_r(B)\nu_z(B) = (\nu_{rc}(B), \nu_{rw}(B), \nu_{rpv}(B), \nu_{rf}(B)) \cdot \begin{pmatrix} \nu_c(B) \\ \nu_w(B) \\ \nu_{pv}(B) \\ \nu_f(B) \end{pmatrix} =$$

$$\nu_{rc}(B)\nu_c(B) + \nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B) + \nu_{rf}(B)\nu_f(B)$$

Por lo que:

$$1 - \nu_r(B)\nu_z(B) = 1 - [\nu_{rc}(B)\nu_c(B) + \nu_{rw}(B)\nu_w(B) + \nu_{rpv}(B)\nu_{pv}(B) + \nu_{rf}(B)\nu_f(B)]$$



y

$$\frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} = \begin{pmatrix} \frac{\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix}$$

Entonces:

$$I + \frac{\nu_z(B)\nu_r(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \frac{\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix} =$$

$$\begin{pmatrix} 1 + \frac{\nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_c(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & 1 + \frac{\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_w(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & 1 + \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & \frac{\nu_f(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} & 1 + \frac{\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{pmatrix}$$

Dado que:

$$1 + \frac{\nu_i(B)\nu_{ri}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} = \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_i(B)\nu_{ri}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)}$$

La expresión (V.21) queda:

$$\left( \begin{array}{c} \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_c(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} + \nu_w(B)\nu_{rw}(B) \\ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{array} \right) \quad (V.22)$$

La primera fila de la expresión:

$$\Psi_r(B) = [I - \nu_z(B)\nu_r(B)]^{-1}\nu_z(B)\pi_r(B)^{-1} =$$

$$\left( \begin{array}{c} \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_c(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rc}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_f(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_c(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_w(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{\nu_{pv}(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \\ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \end{array} \right) \cdot \pi_r(B)^{-1} \quad (V.23)$$

Queda:

$$\Psi_{rc}(B) = \left[ \frac{[1 - \nu_r(B)\nu_z(B)] + \nu_c(B)\nu_{rc}(B)\nu_c(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} + \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} +$$

$$+ \left[ \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} + \frac{\nu_c(B)\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1}$$

Y si no existe un efecto retroalimentación del consumo, es decir, si  $\nu_{rc}(B) = 0$ :

$$\Psi_{rc}(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1} +$$

$$+ \left[ \frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} + \frac{\nu_c(B)\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)} \right] \pi_r(B)^{-1}$$

La ecuación (V.24) muestra que la respuesta  $\Psi_{rc}(B)$  se puede descomponer en la suma de un efecto unidireccional representado por  $\nu_c(B)$  y la suma de un efecto de retroalimentación, debido a la riqueza residencial, representado por:

$$\frac{\nu_c(B)\nu_w(B)\nu_{rw}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)}$$

un efecto retroalimentación, debido al precio de las viviendas, representado por

$$\frac{\nu_c(B)\nu_{pv}(B)\nu_{rpv}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)}$$

y un efecto de retroalimentación, debido a la riqueza financiera, representado por

$$\frac{\nu_c(B)\nu_f(B)\nu_{rf}(B)}{1 - \nu_r(B)\nu_z(B)}$$

Si al efecto retroalimentación debido a la riqueza residencial se le denomina  $\Upsilon_{cw}(B)$ , al efecto retroalimentación debido al precio de las viviendas se le denomina

$\Upsilon_{cpv}(B)$  y al efecto retroalimentación debido a la riqueza financiera se le denomina  $\Upsilon_{cf}(B)$ , entonces la respuesta del consumo al tipo de interés se puede escribir como aparece en la ecuación (V.25)

$$\Psi_{rc}(B) = \nu_c(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) + \Upsilon_{cf}(B) \quad (V.25)$$

Por otro lado, como se observó en la sección (V.2), el efecto directo del tipo sobre el consumo se obtiene a partir del modelo estructural de la ecuación (V.1) y tiene la forma:

$$\Gamma_c(B) = \left[ \nu_c(B) + \frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B) + \frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B) + \frac{\pi_{14}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_f(B) \right] \quad (V.26)$$

Por otro lado, se define el efecto unidireccional indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza residencial como:

$$\Theta_w(B) = -\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_w(B)$$

ya que  $\Theta_w(B)$  es la combinación de dos efectos: (1) el efecto del tipo sobre la riqueza residencial representado por  $\nu_w(B)$  y (2) el efecto de la riqueza residencial sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{12}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

Además, se define el efecto unidireccional indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través del precio de las viviendas como:

$$\Theta_{pv}(B) = -\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_{pv}(B)$$

ya que  $\Theta_{pv}(B)$  es la combinación de dos efectos: (1) el efecto del tipo sobre el precio de las viviendas representado por  $\nu_{pv}(B)$  y (2), el efecto del precio de las viviendas sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{13}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

Por último, se define el efecto unidireccional indirecto, de los tipos de interés en el consumo, a través de la riqueza financiera como

$$\Theta_f(B) = -\frac{\pi_{14}(B)}{\pi_{11}(B)}\nu_f(B)$$

ya que  $\Theta_f(B)$  es la combinación de dos efectos: (1) el efecto del tipo sobre la riqueza financiera representado por  $\nu_f(B)$  y (2), el efecto de la riqueza financiera sobre el consumo representado por  $\frac{\pi_{14}(B)}{\pi_{11}(B)}$ .

Con las definiciones anteriores y sustituyendo en (V.26) se obtiene (V.27)

$$\nu_c(B) = \Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) + \Theta_f(B) \quad (\text{V.27})$$

Por último, sustituyendo (V.27) en (V.25) se obtiene (V.28).

$$\Psi_{rc}(B) = [\Gamma_c(B) + \Theta_w(B) + \Theta_p(B) + \Theta_f(B) + \Upsilon_{cw}(B) + \Upsilon_{cpv}(B) + \Upsilon_{cf}(B)]\pi_r(B)^{-1} \quad (\text{V.28})$$

## V.B. Apéndice: Análisis univariante de la riqueza financiera

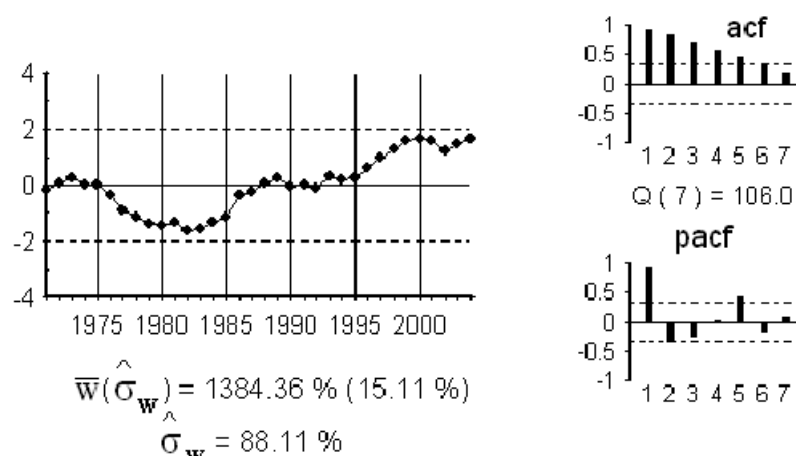
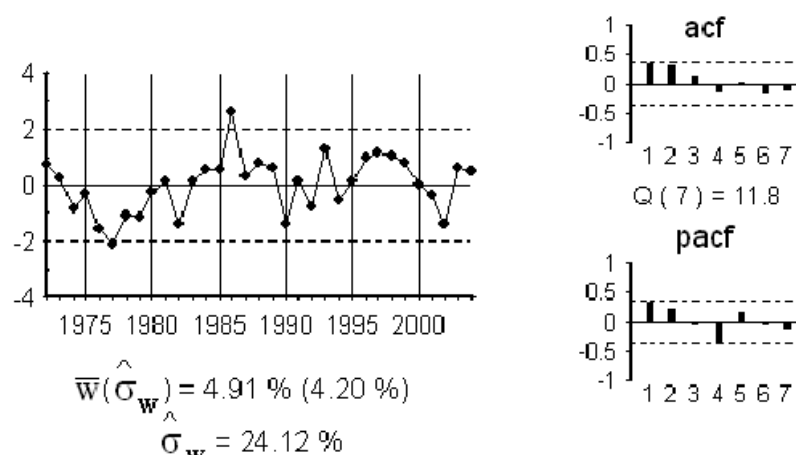
Para medir la riqueza financiera se utiliza la serie “capitalización de la bolsa de madrid”. La obtención de la serie es a través del Banco de España, en la web (<http://www.bde.es/infoest/htmls/capit22.htm>). La serie esta medida en términos reales (euros de 2001) y son datos anuales que se alargan desde 1971 hasta 2004<sup>1</sup>.

El logaritmo de la serie se presenta en el gráfico (V.8)

La serie  $\ln F_t$  presenta una clara tendencia, por lo que no es estacionaria. Se decide tomar una diferencia regular presentándose en el gráfico (V.9) la serie  $\nabla \ln F_t$ , así como el test Augmented Dicky Fuller (ADF) en la tabla (V.10).

---

<sup>1</sup>Los datos originales son mensuales a partir de 1990. Se anualiza eligiendo la capitalización de Diciembre.

Gráfico V.8:  $LnF_t$ Gráfico V.9:  $\nabla LnF_t$ Tabla V.10: Test ADF para la serie  $\nabla LnF_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-2.36	0.02	-2.65	-1.950	-1.62
2	-2.09	0.04	-2.65	-1.950	-1.62
3	-2.66	0.01	-2.65	-1.950	-1.62
4	-1.80	0.07	-2.66	-1.950	-1.60
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante y sin tendencia					

Debido a que el test ADF toma el valor -2.36 con un retardo, menor que -1.95, valor crítico al 95 % de confianza, se rechaza la presencia de raíz unitaria. Por otro lado, como se aprecia en el gráfico (V.9), la serie  $\nabla LnF_t$  sigue un proceso autoregresivo de

orden 1.

Los resultados de la estimación del modelo se presentan en el modelo (V.29) y la tabla (V.11).

$$(1 - 0,37B)\nabla \text{Ln}F_t = a_t \quad (V.29)$$

(0,16)

Tabla V.11: Resultados del modelo para  $\nabla \text{Ln}F_t$

Modelo para $\nabla \text{Ln}F_t$				
Q(4)	p-valor Q	$R^2$	$R^2$ ajustado	$\sigma_a$ (%)
5.69	0.13	0.11	0.11	23.26

A continuación presentan los residuos del modelo en el gráfico (V.10), así como el ACF y PACF residual.

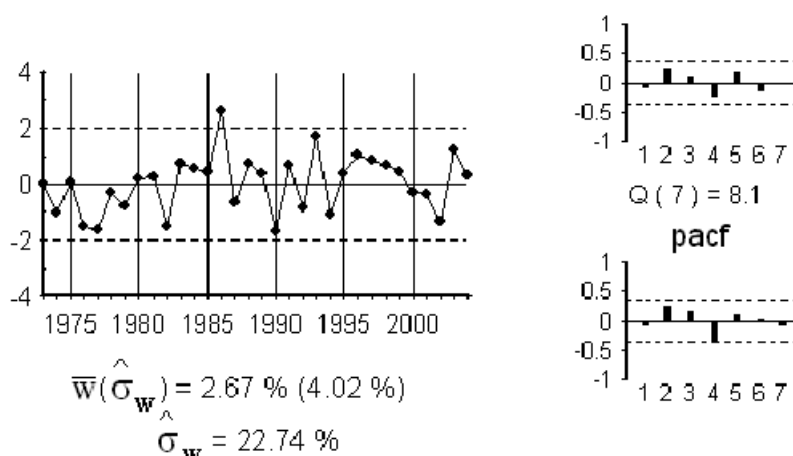


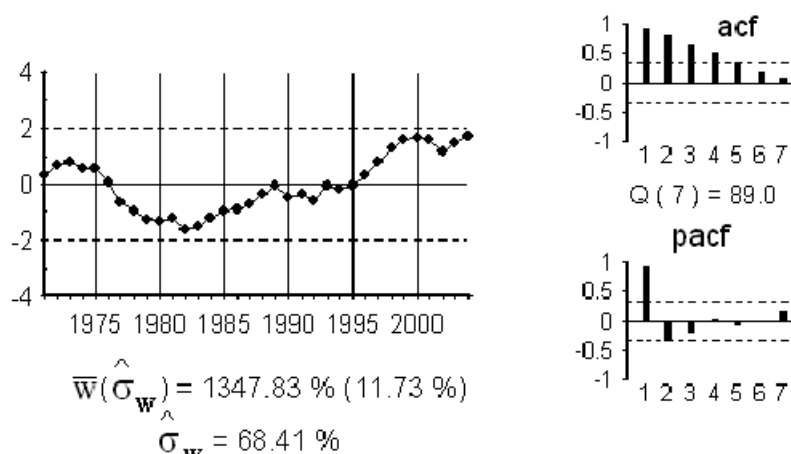
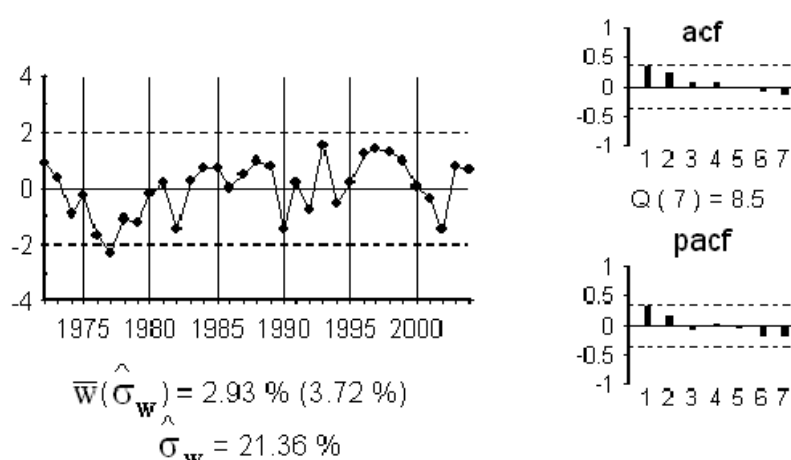
Gráfico V.10: Residuo del modelo (V.29)

Debido a que en 1986 se produce un residuo anómalo, se decide modelizar dicho valor a través de variables de intervención. Los resultados se presentan en el modelo (V.30).

$$\text{Ln}F_t = 0,68\xi_t^{E/1986} + \hat{a}_t \quad (V.30)$$

(0,21)

A continuación se define la variable  $LnFc_t = LnF_t - 0,68\xi_t^{E/1986}$ . Esta variable es la riqueza financiera “corregida” del valor anómalo en 1986. El logaritmo de dicha serie se presenta en el gráfico (V.11)

Gráfico V.11:  $LnFc_t$ Gráfico V.12:  $\nabla LnFc_t$ 

La serie  $LnFc_t$  presenta una clara tendencia, por lo que no es estacionaria. Se decide tomar una diferencia regular presentándose en el gráfico (V.12) la serie  $\nabla LnFc_t$ , así como el test ADF en la tabla (V.12).

Debido a que el test ADF toma el valor -2.61 con un retardo, menor que -1.95, valor crítico al 95 % de confianza, se rechaza la presencia de raíz unitaria. Como se aprecia en el gráfico (V.12), la serie  $\nabla LnFc_t$  sigue un proceso autoregresivo de orden



Tabla V.12: Test ADF para la serie  $\nabla \ln Fc_t$ 

Retardos	Test ADF	p-valor ADF	v. crítico 1 %	v. crítico 5 %	v. crítico 10 %
1	-2.61	0.01	-2.65	-1.950	-1.62
2	-2.31	0.02	-2.65	-1.950	-1.62
3	-1.99	0.05	-2.65	-1.950	-1.62
4	-1.86	0.06	-2.66	-1.950	-1.60
Los valores críticos corresponden a MacKinnon					
Test realizado sin constante y sin tendencia					

1.

Los resultados de la estimación del modelo se presentan en el modelo (V.31) y la tabla (V.13).

$$(1 - 0,35B)\nabla \ln Fc_t = a_t \quad (V.31)$$

(0,17)

Tabla V.13: Resultados del modelo para  $\nabla \ln Fc_t$ 

Modelo para $\nabla \ln Fc_t$				
Q(4)	p-valor Q	$R^2$	$R^2$ ajustado	$\sigma_a$ (%)
2.81	0.422	0.11	0.11	20.47

A continuación presentan los residuos del modelo y el ACF y PACF residual en el gráfico (V.13).

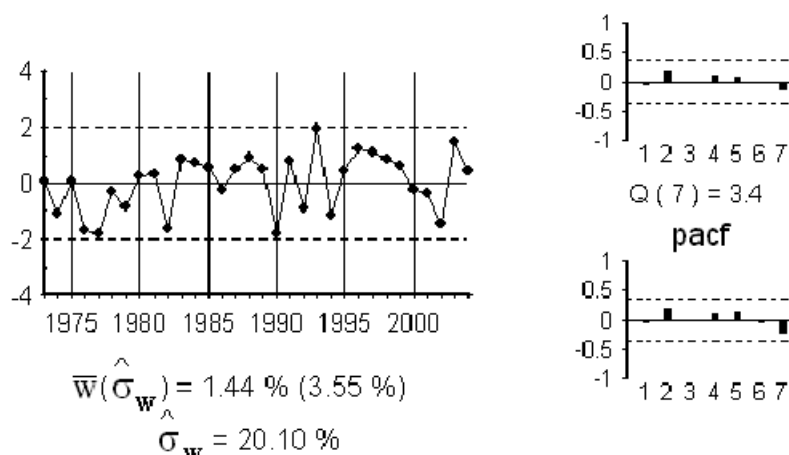


Gráfico V.13: Residuo del modelo (V.31)

Aunque se concluye que los valores anómalos no son influyentes, debido a que el valor anómalo es grande se decide incluir en el análisis la serie “corregida”, por lo tanto  $f_t = LnFc_t$ .

## V.C. Apéndice: Relaciones de Cointegración

En este apéndice se lleva a cabo el análisis de las posibles relaciones de cointegración con la metodología propuesta por Engle y Granger (1987) [17]. En la tabla (V.14) se presenta el contraste ADF para el residuo de la regresión de cada variable no estacionaria con las restantes. Si el residuo es estacionario, la regresión muestra una relación de cointegración.

Tabla V.14: Enfoque Engle-Granger para cointegración

var. dependiente	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-2.19	-2.63	-2.92	-2.63	-3.24
$\nabla w_t$	-3.99	-2.76	-4.35	-3.75	-3.18
$\nabla pv_t$	-4.02	-2.75	-4.48	-3.19	-2.74
$f_t$	-4.20	-2.87	-2.84	-2.82	-2.74
$r_t$	-5.15	-3.24	-2.95	-2.57	-2.53

El valor crítico(95 %) es -4.11 (Phillips y Ouliaris (1990))

De la tabla (V.14) se concluye que existen dos relaciones de cointegración, una entre  $\nabla w_t$  y las demás variables y otra entre  $f_t$  y las demás variables<sup>2</sup>. Para analizar qué variables deben ser incluidas en las relaciones de cointegración se presentan en la tablas (V.15) y (V.16) el contraste ADF para los residuos de las regresiones de  $\nabla w_t$  y  $f_t$  con las demás variables excluidas una a una.

De la tabla (V.15) se concluye que ni  $c_t$  ni  $f_t$  debe estar en la relación. La

<sup>2</sup>En realidad existen cuatro relaciones de cointegración pero el análisis posterior mostró que la de  $\nabla pv_t$  es la misma que la de  $\nabla w_t$  pero normalizada de otra manera. Lo mismo ocurre entre la de  $r_t$  y la de  $f_t$

Tabla V.15: Enfoque Engle-Granger para cointegración con  $\nabla w_t$ 

variable excluida	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-4.20	-3.34	-5.86	-4.33	-3.90
$\nabla pv_t$	-2.75	-1.48	-1.81	-2.30	-2.27
$f_t$	-4.68	-2.71	-4.63	-4.04	-2.71
$r_t$	-3.30	-2.71	-3.80	-2.74	-3.16

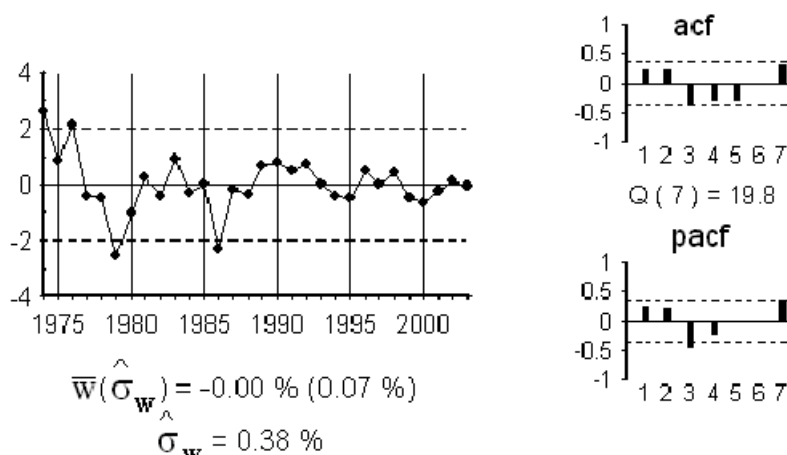
El valor crítico(95 %) es -3.77 (Phillips y Ouliaris (1990))

estimación MCO de dicha relación se presenta en la ecuación (V.32).

$$\nabla w_t = 0,020 + 0,13 \nabla pv_t - 0,05 r_t + \xi_{1t} \quad (\text{V.32})$$

(0,002) (0,01) (0,02)

La relación de cointegración estimada en (V.32) se presenta en el gráfico (V.14).

Gráfico V.14:  $ecm1_t$ Tabla V.16: Enfoque Engle-Granger para cointegración con  $f_t$ 

variable excluida	p=0	p=1	p=2	p=3	p=4
$c_t$	-4.21	-3.09	-2.90	-2.61	-2.82
$\nabla w_t$	-4.33	-2.54	-2.50	-2.42	-3.07
$\nabla pv_t$	-4.86	-2.83	-3.08	-2.75	-3.21
$r_t$	-2.94	-2.61	-3.52	-3.29	-3.18

El valor crítico(95 %) es -3.77 (Phillips y Ouliaris (1990))

De la tabla (V.16) se concluye que ni  $c_t$ , ni  $\nabla w_t$ , ni  $\nabla p_t$  deben estar en la relación. La estimación MCO de dicha relación se presenta en la ecuación (V.33).

$$f_t = 14,83 - 13,42 r_t + \xi_{2t} \quad (\text{V.33})$$

(0,13)    (1,16)

La relación de cointegración estimada en (V.33) se presenta en el gráfico (V.15).

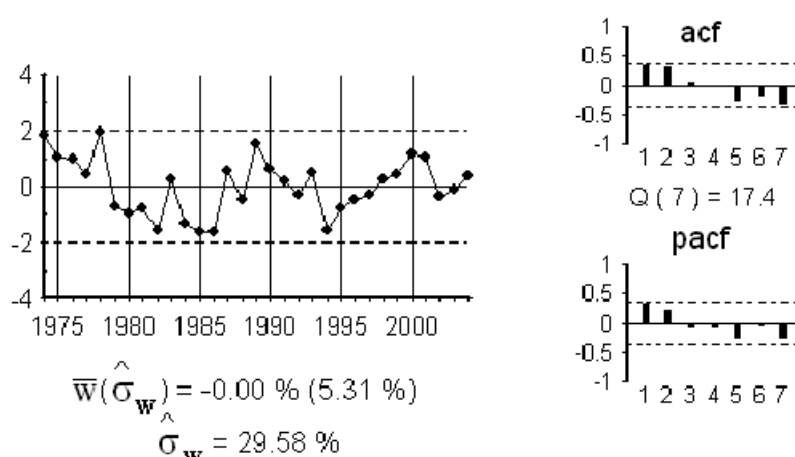


Gráfico V.15:  $ecm2_t$

## V.D. Apéndice: Elección del orden del VAR

Se decide estimar un modelo VAR para las series  $I(1)^3$ . En la tabla (V.17) se muestra el contraste ratio de verosimilitudes (LR) para los diversos ordenes del VAR. Dicho contraste sugiere un VAR(3) como modelo más adecuado.

Tabla V.17: Ratio de verosimilitudes para la elección del orden del VAR

Orden <sup>a</sup>	0	1	2	3	4
LR	NA	186.52	51.40	37.91*	31.09

<sup>a</sup>El estadístico LR se computa:  $LR = (T - m)(\log|\Omega_{l-1}| - \log|\Omega_l|)$  donde  $l$  es el orden del contraste. LR se distribuye como una chi-cuadrado de 16 grados de libertad. Los valores críticos para una chi-cuadrado de 16 grados de libertad son 34.38 al 90 % y 37.65 al 95 %.

Adicionalmente se calculan las funciones de correlaciones cruzadas residuales, correspondientes a un VAR(2) y un VAR(3). Dichas funciones se presentan en las tablas (V.18) y (V.19).

<sup>3</sup>Las variables  $I(1)$  son  $c_t$ ,  $f_t$ ,  $r_t$ ,  $\nabla w_t$  y  $\nabla pv_t$

Tabla V.18: FCC residual - VAR(2)

retardos	$r_{11}$	$r_{12}$	$r_{13}$	$r_{14}$	$r_{15}$
1	0.07	0.11	-0.13	-0.18	0.21
2	-0.35	-0.19	0.08	-0.30	0.23
3	-0.02	0.09	0.06	0.25	-0.21
4	-0.06	-0.09	0.05	0.09	-0.05
5	-0.09	-0.38*	0.13	-0.19	0.13
	$r_{21}$	$r_{22}$	$r_{23}$	$r_{24}$	$r_{25}$
1	0.07	-0.17	-0.06	-0.09	0.34
2	0.06	-0.17	-0.02	-0.04	-0.05
3	-0.18	-0.18	0.24	0.04	-0.16
4	0.03	0.05	0.14	-0.26	0.02
5	-0.06	-0.11	-0.07	0.21	-0.04
	$r_{31}$	$r_{32}$	$r_{33}$	$r_{34}$	$r_{35}$
1	-0.02	-0.03	-0.01	0.31	-0.26
2	-0.08	-0.19	-0.18	0.12	-0.22
3	0.27	-0.06	-0.30	-0.11	0.18
4	0.02	0.45*	-0.07	-0.16	0.21
5	-0.15	0.06	-0.11	-0.05	0.26
	$r_{41}$	$r_{42}$	$r_{43}$	$r_{44}$	$r_{45}$
1	0.11	0.06	0.08	-0.22	0.01
2	0.18	-0.28	0.03	-0.08	0.09
3	-0.28	0.37*	-0.04	-0.16	0.11
4	-0.21	-0.12	-0.15	0.10	0.02
5	0.11	0.01	0.12	0.14	-0.09
	$r_{51}$	$r_{52}$	$r_{53}$	$r_{54}$	$r_{55}$
1	-0.19	-0.07	0.05	-0.03	0.01
2	0.06	0.27	-0.05	0.28	-0.22
3	0.29	-0.30	0.17	-0.06	-0.11
4	0.13	-0.07	0.27	0.02	-0.19
5	-0.07	0.18	-0.16	0.01	0.01

DT= $\frac{1}{\sqrt{T}} = 0,19$ . En \* significativos al 95 %

El criterio del ratio de verosimilitudes, así como las funciones de correlación cruzada indican que lo más probable es que el orden sea 3.

Tabla V.19: FCC residual - VAR(3)

retardos	$r_{11}$	$r_{12}$	$r_{13}$	$r_{14}$	$r_{15}$
1	0.05	0.01	0.02	0.12	-0.24
2	-0.46*	-0.20	-0.33	-0.02	0.19
3	-0.25	0.05	0.15	-0.01	0.17
4	0.22	0.05	0.09	-0.15	0.19
5	0.01	-0.33	0.05	-0.10	0.00
	$r_{21}$	$r_{22}$	$r_{23}$	$r_{24}$	$r_{25}$
1	0.18	-0.16	-0.18	-0.26	0.40*
2	-0.03	-0.10	0.06	-0.06	0.08
3	-0.10	0.00	0.09	-0.52*	0.17
4	-0.05	-0.15	-0.03	0.23	-0.10
5	-0.01	0.05	-0.15	0.09	0.00
	$r_{31}$	$r_{32}$	$r_{33}$	$r_{34}$	$r_{35}$
1	0.29	0.23	-0.34	0.07	0.02
2	-0.32	-0.46*	-0.19	0.12	-0.24
3	0.02	0.00	-0.05	-0.09	0.07
4	-0.14	0.09	0.25	0.12	-0.04
5	0.08	0.13	-0.28	0.08	0.17
	$r_{41}$	$r_{42}$	$r_{43}$	$r_{44}$	$r_{45}$
1	-0.08	0.23	-0.08	-0.11	0.22
2	0.13	-0.18	-0.02	-0.05	0.17
3	-0.17	0.33	0.04	-0.16	0.12
4	0.10	-0.24	-0.13	-0.34	0.15
5	-0.09	0.09	0.18	0.51*	-0.40*
	$r_{51}$	$r_{52}$	$r_{53}$	$r_{54}$	$r_{55}$
1	0.04	-0.21	0.13	-0.24	0.05
2	0.21	0.10	0.14	-0.25	-0.13
3	0.15	-0.36	0.04	0.20	-0.33
4	-0.03	0.24	-0.07	0.51*	-0.39*
5	-0.04	0.10	-0.09	-0.24	0.31

DT= $\frac{1}{\sqrt{T}}$  = 0,19. En \* significativos al 95 %



---

# Capítulo VI

## Conclusiones

---

Las viviendas constituyen un factor clave en las economías modernas. El aumento en los niveles de producción y consumo en la economía española, tanto en los últimos años de la década de los noventa como a principios del siglo XXI, tiene una gran relación con el gran incremento, en ese periodo, de los precios de las viviendas, así como del nivel de actividad en la construcción. Por tanto, si en el futuro, se esperase una caída, tanto en los precios de las viviendas como en la actividad constructora, dicha caída generaría una reducción en el nivel de producción y del consumo.

En esta tesis se estudia el efecto de las viviendas en la economía española comparándolo con el efecto de los activos financieros. Así, en esta tesis se responde a las siguientes preguntas:

1. ¿Existe un efecto precio/cantidad de viviendas sobre la actividad económica? ¿De qué magnitud?
2. ¿Es la cantidad de viviendas, su precio o ambas variables lo que realmente afecta al nivel de actividad económica de un país?
3. ¿Cómo se distribuye en el tiempo la respuesta del consumo a variaciones en el precio y/o cantidad de viviendas?
4. ¿Existe un efecto riqueza financiera en el consumo?



5. ¿Qué efecto es más importante, el efecto riqueza residencial o el efecto riqueza financiera?
6. ¿Cual es la importancia de cada uno a distintos plazos?
7. ¿La omisión de la riqueza financiera sesga los resultados de los trabajos que no la incluyen?

Para contestar a estas preguntas se utiliza un Marco de Referencia Conceptual (MRC) que permite, no sólo encontrar la respuesta de las variables determinadas por el sector privado ante una perturbación en el tipo de interés, sino descomponer dicha respuesta entre los efectos debidos a cada una de las otras variables en juego.

En particular, se descompone la respuesta del consumo ante una perturbación en el tipo de interés entre un efecto directo, identificado con el aumento del coste del crédito al consumo, un efecto indirecto debido a la riqueza residencial, identificado con el efecto riqueza, un efecto indirecto debido al precio de las viviendas, identificado con el efecto colateral y los efectos de retroalimentación debidos a la reacción del Banco Central ante cambios en las variables del sector privado.

En primer lugar se encuentra que un aumento permanente en los tipos de interés produce una reducción permanente en el consumo a largo plazo. Además produce una caída permanente en la inflación residencial y la tasa de crecimiento de la riqueza residencial.

De la caída del consumo, el componente más importante es el efecto indirecto debido a la riqueza residencial, seguido del efecto directo y, en ultimo lugar, del efecto indirecto debido al precio de las viviendas. Por lo tanto se concluye que existen los efectos riqueza residencial y colateral, siendo el primero el más importante.

Respecto a la estructura temporal, se observa como a corto plazo el efecto más importante es el efecto directo. A partir de los dos años se agota dicho efecto y empieza a actuar el efecto riqueza que hace disminuir el consumo en mayor medida. A partir de los tres años empieza a actuar el efecto colateral.

Se extiende el análisis anterior incorporándose la riqueza financiera. Por lo tanto, se descompone la respuesta del consumo ante una perturbación en el tipo de interés, además de en los componentes anteriores, en el efecto indirecto debido a la riqueza financiera. Éste último efecto se identifica con el efecto riqueza financiera.

De la caída del consumo los componentes más importantes son los indirectos debidos a la riqueza residencial y la riqueza financiera, siendo éstos muy similares. A continuación el componente más importante es el efecto directo siendo nuevamente el último, el efecto indirecto debido al precio de las viviendas, aunque significativo.

Por lo tanto, se concluye que existe un efecto riqueza financiera significativo. Dicho efecto es similar en cuantía al efecto riqueza residencial y superiores ambos al efecto colateral.

La distribución en el tiempo de los efectos ocurre de la siguiente manera: A corto plazo el componente más importante es el efecto directo, a partir del segundo año empiezan a actuar los dos efectos riqueza, siendo más importante el componente de la riqueza financiera. A medida que pasan los años gana importancia el efecto riqueza residencial y lo pierde el efecto riqueza financiera. Finalmente, a partir del cuarto año empieza a actuar el efecto colateral.

Por último, al comparar la respuesta del consumo, incorporando la riqueza financiera, con la respuesta en la que no se incluye, se obtiene una medida del sesgo de omitir la primera. Dichas respuestas tienen la misma estructura, por lo que cualitativamente son similares, sin embargo el tamaño de la respuesta es significativamente distinto. Se concluye que si se estima la respuesta del consumo omitiendo la riqueza financiera se produce una importante infraestimación de la caída del consumo.



# Bibliografía

---

- [1] H. ALMEIDA, M. CAMPELLO, AND C. LIU, *The financial accelerator: Evidence from international housing markets*, Review of Finance, 10 (2006), pp. 1–32.
- [2] A. ANDO AND F. MODIGLIANI, *The life-cycle hypotesis of saving: Aggregate implications and test*, American Economic Review, (1963), pp. 55–84.
- [3] K. AOKI, J. PROUDMAN, AND G. VLIEGHE, *House as collateral: Has the link between house prices and consumption in the uk changed?*, Fed. Reserve Bank New York Econ. Pol. Rev., 8 (2002), pp. 163–178.
- [4] ———, *House prices, consumption, and monetary policy: A financial accelerator approach*, Journal of Financial Intermediation, 13 (2004), pp. 414–435.
- [5] J. M. BARATA AND L. M. PACHECO, *Asset prices and monetary policy: Wealth effects on consumption*, Paper for 20th Symposium on Banking and Monetary Economics. University of Birmingham, (2003).
- [6] B. BERNANKE AND M. GERTLER, *Agency cost, net worth, and business fluctuations*, The American Economic Review, 79 (1989), pp. 14–31.
- [7] C. D. CARROL, *Housing wealth and consumption expenditure*, mimeo. Johns Hopkins University, (2004).
- [8] C. D. CARROL, M. OTSUKA, AND J. SLACALEK, *How large is the housing wealth effect? a new approach*, NBER Working Paper, (2006).

- 
- [9] K. E. CASE, J. M. QUIGLEY, AND R. J. SHILLER, *Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market*, Advances in Macroeconomics, 5 (2005).
- [10] P. CATTE, N. GIROUARD, R. PRICE, AND C. ANDRÉ, *Housing markets, wealth and the bussiness cycle*, OECD Economics Department Working Papers n° 394, OECD Publishing, (2004).
- [11] M. A. DAVIS AND M. G. PALUMBO, *A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects*, Finance and Economics Discussion Series Paper 2001-09. Board of Governors of the Federal Reserve System, (2001).
- [12] J. DIAZ-GIMENEZ AND L. A. PUCH, *Borrowing constraints in economies with indivisible household capital and banking: An application to the spanish housing market (1982-89)*, Investigaciones Económicas, 22, pp. 469–499.
- [13] R. DISNEY, S. BRIDGES, AND J. GATHERGOOD, *Housing wealth and household indebtedness: Is there a household 'financial accelerator'?*, Working Papers 2006/12, Czech National Bank, Research Department, Dec 2006.
- [14] N. DVORNAK AND M. KOHLER, *Housing wealth, stock market wealth and consumption: A panel analysis for australia*, The Economic Record, 83 (2007), pp. 117–130.
- [15] K. E. DYNAN AND D. M. MAKI, *Does stock market wealth matter for consumption?*, Finance and Economics Discussion Series 2001-23, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), 2001.
- [16] B. EFRON AND R. J. TIBSHIRANI, *An Introducction to the Bootstrap*, Chapman and Hall. New York, 2003.
- [17] R. F. ENGLE AND C. W. J. GRANGER, *Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing*, Econometrica, 55 (1987), pp. 251–76.

- 
- [18] E. FERNANDEZ-CORUGEDO, S. PRICE, AND A. BLAKE, *The dynamics of consumers' expenditure: The uk consumption redux*, Bank of England Working paper n° 204, (2003).
- [19] R. FLORES, M. GRACIA, AND T. PEREZ, *public capital stock and economic growth: an analysis of the spanish economy*, Applied Economics, (1998), pp. 985–994.
- [20] R. FLORES DE FRUTOS, *Los efectos de la expansion monetaria en la economia real de estados unidos*, Investigaciones Económicas, XIV (1990), pp. 479–502.
- [21] M. FRIEDMAN, *A theory of Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- [22] J. GALI, *Finite horizons, life-cycle savings, and time-series evidence on consumption*, Journal of Monetary Economics, 26 (1990), pp. 433–452.
- [23] T. GRANDNER AND D. GSTACH, *Joint adjustment of house prices, stock prices and output towards short-run equilibrium*, Bulletin of Economic Research, 58 (2006), pp. 1–17.
- [24] B. HAMBURG, M. HOFFMANN, AND J. KELLER, *Consumption, wealth and business cycles in germany*, Empirical Economics, 34 (2008), pp. 451–476.
- [25] M. IACOVIELLO, *Consumption, house prices, and collateral constraints: A structural econometric analysis*, Journal of Housing Economics, 13 (2004), pp. 304–320.
- [26] —, *House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle*, The American Economic Review, 95 (2005), pp. 739–764.
- [27] M. IACOVIELLO AND R. MINETTI, *Financial liberalization and the sensitivity of house prices to monetary policy: Theory and evidence*, The Manchester School, 71 (2003), pp. 20–34.

- 
- [28] ———, *The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market*, Journal Of Macroeconomics, (2007).
- [29] G. M. JENKINS AND A. S. ALAVI, *Some aspects of modeling and forecasting multivariate time series*, Journal of Time Series Analysis, (1981), pp. 1–47.
- [30] S. JOHANSEN, *Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models*, Econometrica, 59 (1991), pp. 1551–1580.
- [31] N. KIYOTAKI AND J. MOORE, *Credit cycles*, Journal of Political Economy, 105 (1997), pp. 211–248.
- [32] W. D. LASTRAPES, *The real price of housing and money supply shocks: Time series evidence and theoretical simulations*, Journal of Housing Economics, 11 (2002), pp. 40–74.
- [33] M. LETTAU AND S. LUDVIGSON, *Understanding trend and cycle in asset values: Reevaluating the wealth effect on consumption*, The American Economic Review, 94 (2004), pp. 276–299.
- [34] M. LETTAU, S. LUDVIGSON, AND N. BARCZI, *A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects: a comment*, tech. report, Federal Reserve Bank of New York, 2001.
- [35] C. LEUNG, *Macroeconomics and housing: A review of the literature*, Journal Of Housing Economics, 13 (2004), pp. 249–267.
- [36] A. LUDWING AND T. SLOK, *The relationship between stock prices, house prices and consumption in oecd countries*, Topics in Macroeconomics: Vol 4 No. 1, Article 4, (2004).
- [37] H. LÜTKEPOHL, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, 2006.
- [38] H. LÜTKEPOHL AND M. KRÄTZIG, *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 2004.

- 
- [39] M. MAS, F. PEREZ, AND E. URIEL, *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial (1964-2005). Nueva metodología*, Fundación BBVA, 2007.
- [40] Y. MATSUBAYASHI, *Wealth accumulation and household consumption by type: U.s. experience*, Kobe University Economic Review, 52 (2006), pp. 41–54.
- [41] F. MODIGLIANI, *Consumer spending and monetary policy: The linkages*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, (1971), pp. 9–84.
- [42] F. ORTALO-MAGNÉ AND S. RADY, *Housing market fluctuations in a life-cycle economy with credit constraints*, Research Paper n° 1501, Graduate School of Business, Stanford University, (1998).
- [43] —, *Boom in, bust out: Young households and the housing price cycle*, European Economic Review, 43 (1999), pp. 755–766.
- [44] —, *Housing market dynamics: On the contribution of income shocks and credit constraints*, Review of Economic Studies, 73 (2006), pp. 459–485.
- [45] A. M. PEREIRA AND R. FLORES, *Public capital accumulation and private sector performance*, Journal of Urban Economics, (1999), pp. 300–322.
- [46] L. PICHETTE AND D. TREMBLAY, *Are wealth effects important for canada?*, Bank of Canada Working Paper N° 2003-30, (2003).
- [47] J. M. POTERBA, *Stock market wealth and consumption*, Journal of Economic Perspectives, 14 (2000), pp. 99–118.
- [48] D. E. RAPACH AND J. K. STRAUSS, *The long-run relationship between consumption and housing wealth in the eighth district states*, Regional Economic Development, 2 (2006), pp. 140–147.
- [49] J. SLACALEK, *International wealth effects*, mimeo, (2006).





---

# Anexo A

## Los datos

---

años	Consumo	Riqueza Res.	Pr. Viviendas	Tipo	Riqueza Fin.
1971	140073	368392.638	6.12	NA	882557
1972	151699	388166.740	6.53	NA	1109818
1973	163532	410557.590	7.91	NA	1240061
1974	171872	433700.592	10.03	1.1180	1053658
1975	174966	454592.301	12.51	1.1016	1026251
1976	184764	475290.499	14.90	1.1273	734944
1977	187535	495230.181	18.77	1.1532	461429
1978	189223	513513.032	23.29	1.2112	374814
1979	191683	530000.770	29.06	1.1618	296911
1980	192833	545863.452	34.07	1.1566	292526
1981	190890	561548.428	38.16	1.1558	315106
1982	190962	576650.122	43.00	1.1590	237272
1983	191710	590610.669	46.34	1.1997	257232
1984	191304	603446.302	49.82	1.1430	309937
1985	195670	616195.888	52.31	1.1199	373279

---

años	Consumo	Riqueza Res.	Pr. Viviendas	Tipo	Riqueza Fin.
1986	202251	629329.059	58.84	1.1165	738993
1987	214272	643321.138	63.65	1.1615	839901
1988	224637	659350.573	69.50	1.1145	1066351
1989	236673	675816.644	74.51	1.1476	1302992
1990	244836	693520.933	80.35	1.1496	979887
1991	251768	710122.446	85.50	1.1326	1054915
1992	257141	725551.793	88.77	1.1327	917022
1993	251899	739973.789	92.48	1.1215	1311185
1994	254285	754068.368	95.40	1.0791	1201298
1995	258645	769339.266	100.00	1.0915	1291329
1996	264242	786514.269	102.83	1.0759	1712576
1997	272621	803392.526	105.78	1.0546	2378544
1998	284482	822125.490	108.42	1.0433	3220865
1999	297733	843019.430	115.19	1.0284	4089443
2000	309908	866287.900	125.96	1.0421	4279286
2001	318641	889574.340	135.15	1.0431	4095936
2002	327695	914620.793	144.39	1.0329	3071220
2003	337039	941302.324	155.70	1.0234	3756143
2004	348874	NA	NA	1.0206	4458299